

한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석*

유재원** · 유병하***

본고는 한국의 가계저축률 하락이 성숙경제로의 이행에 따른 자연스러운 현상인지, 아니면 1990년대 이후 노동시장의 구조적 변화와 금융 및 자산시장의 변화를 반영하는지를 분석하였다. 선행연구와 달리 국민계정의 연도별 가계저축률을 가계조사 자료의 관련 변수를 이용하여 분기별 자료로 변환하여 표본수를 확충하였다. 주요 실증분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 경제성장률이 하락하는 가운데 가계의 처분가능소득이 더 빠르게 축소되었고, 고령화에 따른 노령인구 부양비율 증가, 연금제도 확대에 따른 가계의 연기금에 대한 지분증가 등이 가계저축률의 장기적 하락을 초래하는 데 중요한 요인으로 작용하였다.

둘째, 경제성장의 고용흡수력 저하와 같은 노동시장 변화도 중요한 역할을 한 것으로 판단된다. 즉, 해외 직접투자 증가, 정보통신기술 혁신, 기업 구조조정으로 인한 퇴직자 증가 및 노동시장의 유연성 제고 등으로 가계의 소득기반이 약화되었다.

셋째, 외환위기 이후 금융기관들의 가계대출 및 신용카드 발급 활성화로 인한 가계부채의 증가, 주택가격 상승에 따른 원리금상환 부담 증대 및 주택마련을 위한 차입 증가는 가계저축률 하락을 초래하였다. 글로벌 금융위기 이후에는 이러한 금융·자산시장 변수들이 다른 모습을 보이면서 가계저축률 반등에 기여한 것으로 보인다.

요약하면 가계저축률의 하락은 경제성장률 저하, 고령화와 사회보장제도 확대라는 장기적 요인과 함께 가계부문에 대한 소득분배를 축소시키는 구조적 요인, 그리고 금융·자산시장의 변동요인을 반영하는 것으로 추정된다. 특히, 노동시장의 구조 변화로 인해 가계의 소득기반이 대폭 약화되었다는 점에 주목할 필요가 있을 것이다.

핵심주제어: 가계저축률, 고령화, 연기금, 고용흡수력, 가계부채

경제학문헌목록 주제분류: E21, J10, O40

* 이 논문은 2013학년도 건국대학교의 연구년 교원 지원에 의하여 연구되었다. 유익한 논평을 해주신 익명의 두 분 심사위원께 감사드린다.

** 제1저자, 건국대학교 경상학부 교수, 전화: (02) 450-3621, E-mail: govjai@konkuk.ac.kr

*** 교신저자, 건국대학교 대학원, 전화: (02) 759-5377, E-mail: byeonghayoo@gmail.com

논문투고일: 2014. 8. 19 수정일: 2014. 9. 11 게재확정일: 2014. 9. 26

6 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

I. 서론

한국은 고도성장 기간 중 가계저축률이 꾸준한 증가세를 보였다. 그 결과 1980년대 후반 한국은 일본이나 대만과 함께 국제적으로 가계저축률이 가장 높은 나라로 주목을 받았다. 이러한 높은 가계저축률은 국내 투자재원을 조달하고 경상수지를 개선하는 데 기여하였다. 그러나 한국의 가계저축률은 1980년대 말부터 하락세로 돌아섰고, 1997년 아시아 외환위기를 거치면서 더 빠르게 하락하였다. 또한 과거 한국보다 훨씬 낮은 수준을 보였던 미국이나 유럽 선진국들의 가계저축률이 글로벌 금융위기 이후 상승한 것과는 대조적으로 한국의 가계저축률은 5%에도 미달하여 OECD 회원국들 중에서도 가장 낮은 수준에 머무르고 있다.

1990년대 이후 한국의 가계저축률이 급락한 이유는 무엇인가? 여기에는 다양한 설명이 있을 수 있다. 대표적인 주장으로 경제성장률 둔화에 따른 가계소득 증가세 둔화, 저출산 및 고령화, 사회보장제도의 확대, 교육비 및 부양비와 같은 필수적 소비지출의 증대, 저금리 기조 하의 차입증대, 주택매입을 통한 자산형성 욕구 등을 들 수 있다. 장기적으로 보면 저축률 하락이 한국에만 국한된 현상이 아니라고 할 수도 있다. 선진국들은 일반적으로 개도국들보다 저축률이 낮는데, 이는 경제가 성숙단계에 들어갈수록 성장률이 하락하고, 인구증가율이 낮아지며, 또한 제도적으로 연금과 같은 사회보장제도가 정비되기 때문이라고 볼 수 있다. 한국의 경우도 고도성장기를 벗어나 성숙경제로의 이행단계로 접어든 만큼 저축률이 하락하는 것은 어느 정도 자연스러운 현상이라고도 할 수 있을 것이다.

그러나 한국의 경우 1990년대 이후 가계저축률 하락의 폭과 속도가 경제성장률 저하나 인구구조 변화와 같은 장기 추세적 요인만으로 설명하기에는 지나치게 큰 것으로 보인다. 또한 이러한 현상을 경제성장률이나 인구구조와 같은 장기적인 요인으로 설명하기에는 변동폭이 상당히 크다. 따라서 한국의 가계저축률 추이를 제대로 분석하려면 장기 추세적 요인뿐 아니라 가계의 소득 및 소비에 영향을 미쳤을 것으로 예상되는 여타 요인들도 함께 검토할 필요가 있을 것이다. 예를 들면, 해외 직접투자 확대 등에 따른 경제성장의 고용흡수력 저하, 외환위기 이후 대규모 구조조정, 노동시장 유연성 제고 등으로 노동시장의 구조가 큰 변화를 겪어 왔으며, 금융시장 및 부동산시장에서도 외환위기 이후 저

금리 기조 정착, 가계에 대한 유동성 제약 대폭 완화, 주택가격의 급격한 상승 및 하락 등 상당한 변화를 보여왔다는 점에 주목할 필요가 있을 것이다.

본고는 이러한 관점에서 먼저 경제성장세 둔화, 저출산·고령화로 인한 인구 구조의 변화, 연기금과 같은 사회보장제도의 도입 등 장기적 요인들이 가계저축률에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴본다. 다음으로 이들 장기 추세적 요인에 더하여 1990년대 이후 외환위기를 거치면서 나타난 노동시장의 구조 변화와 금융 및 자산시장에서의 변화가 가계저축률에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴본다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 생애주기가설을 중심으로 저축률에 대한 이론적 성과와 함께 주요국의 저축률에 대한 실증분석 결과를 검토한다. 제Ⅲ절에서는 실증분석모형을 설정하고 주요 변수들의 추이를 살펴본다. 제Ⅳ절에서 모형을 추정한 후 그 결과를 검토한다. 제Ⅴ절은 주요 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 문헌 검토

1. 생애주기가설과 세대중첩모형

가계의 소비와 저축에 대한 본격적인 분석은 Modigliani에 의하여 이루어졌다고 보아도 과언이 아닐 것이다. Modigliani는 개인의 소비와 저축은 그가 일생 동안 벌어들일 소득의 함수라는 Fisher의 주장을 발전시킨 생애주기가설을 제창하였다(Ando and Modigliani, 1963). 생애주기가설은 부유층일수록 저축률이 높아진다는 횡단면 자료의 특징을 잘 설명할 뿐 아니라, 호황기에는 저축률이 높아지고 불황기에는 저축률이 낮아지는 시계열 자료의 특성도 잘 설명할 수 있다. 또한 소비가 소득의 함수라는 Keynes 소비이론의 예측과 달리 장기적으로 평균 소비성향이 일정하다는 사실을 설명하는 데 유용하다(Mankiw, 2012).

생애주기가설모형을 확장한 세대중첩모형은 경제성장뿐 아니라 고령화와 연금제도가 저축에 미치는 영향을 분석하는 데에도 효과적이다. 세대중첩모형에서는 어느 시점의 경제가 연령이 다른 여러 세대로 구성되어 있다고 가정하는데, 가장 간략한 경우는 청년세대와 노년세대의 2세대 모형이다. t 기 초에 태어난 개인은 청년기(Y)와 노년기(O) 2기간 중 소비를 통하여 얻어지는 효용을 극대화하기 위하여 소비를 결정한다.¹⁾

8 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

$$c_t^Y + \frac{c_{t+1}^O}{1+r} = y_t^Y - \tau_t^Y + \frac{y_{t+1}^O - \tau_{t+1}^O}{1+r} \quad (1)$$

양 기간 중 소비의 현재가치 합은 각 기간의 처분가능소득, 즉 개인의 소득 (y)에서 세금(τ)을 제한 금액의 현재가치 합과 같다.

$$U(c_t^Y, c_{t+1}^O) = \log(c_t^Y) + \beta \log(c_{t+1}^O) \quad (2)$$

국민경제 전체의 가계저축(S_t^P)은 현재 시점의 청년세대와 노년세대의 저축의 합과 같다.

$$S_t^P = s_t^Y + s_t^O = \frac{\beta}{1+\beta} \Delta(y_t^Y - \tau_t^Y) - \frac{1}{(1+\beta)(1+r)} \Delta(y_{t+1}^O - \tau_{t+1}^O) \quad (3)$$

식 (3)에서 가계저축은 청년세대가 한 세대 앞의 청년세대에 대하여 소득이 증가할수록, 그리고 다음 기 노년세대가 그 전 노년세대에 대하여 소득이 감소할수록 증가함을 알 수 있다. $\beta(1+r)=1$ 이라고 가정하면 식 (3)은 다음과 같아진다.

$$S_t^P = \frac{\beta}{1+\beta} [(\Delta(y_t^Y - \tau_t^Y)) - \Delta(y_{t+1}^O - \tau_{t+1}^O)] \quad (4)$$

이제 식 (4)에서 편의상 조세가 없다고 가정하면 저축률은 세대 내 소득증가율(e)와 세대 간 소득증가율(g)의 함수로 나타낼 수 있다.²⁾

$$\frac{S_t^P}{Y_t} = \frac{\beta}{1+\beta} [(y_t^Y - y_{t+1}^O) - (y_{t-1}^Y - y_t^O)] / (y_t^Y + y_t^O) = -\frac{\beta}{1+\beta} \frac{eg}{2+e+g} \quad (5)$$

1) 이하의 세대중첩모형에 대한 논의는 Obstfeld and Rogoff(1996) 참조.
 2) 세대 내 소득증가율(e)은 어느 개인의 노년기 소득이 청년기의 소득에 비하여 얼마나 증가하는가를 나타낸다($y_{t+1}^O = (1+e)y_t^Y$). 세대 내 소득증가율이 상승하면 노년기 소득증가를 감안하여 청년기 소비를 늘리게 되므로 저축률은 감소한다. 한편, 세대 간 소득증가율(g)은 다음 세대가 이번 세대보다 소득이 얼마나 증가하는가를 나타내는데, 경제성장률을 반영한다고 볼 수 있다($y_{t+1}^Y = (1+g)y_t^Y$).

세대 간 소득증가율, 즉 경제성장률(g)이 높아지면 청년기 소득이 노년기 소득보다 크게 늘어나는 것이 일반적이라고 볼 때, 저축률이 높아질 것이다.

$$\frac{d(S_t^P/Y_t)}{dg} = -\frac{\beta}{1+\beta} \frac{e(2+e)}{(2+e+g)^2} > 0 \quad (\text{if } -2 < e < 0) \quad (6)$$

다음에는 청년세대와 노년세대의 구성비 변화가 가계저축률에 미치는 효과에 대하여 고려하여 보자. 우선 인구증가율이 변하는 경우를 상정하여 보자. 인구증가율을 n 이라고 하면, 이번 기 인구는 전기 인구의 $(1+n)$ 배가 된다($N_t = (1+n)N_{t-1}$). 이때 가계저축률은 다음과 같이 결정된다.

$$\frac{S_t^P}{Y_t} = \frac{(N_t - N_{t-1})s^Y}{N_t y^Y + N_{t-1} y^O} = \frac{ns^Y}{(1+n)y^Y + y^O} \quad (7)$$

인구증가율이 상승하면 청년세대의 수가 증가하므로 저축률은 높아진다. 반대로 인구증가율이 하락하면 저축률은 낮아진다.

$$\frac{d(S_t^P/Y_t)}{dn} = \frac{s^Y(y^Y + y^O)}{[(1+n)y^Y + y^O]^2} > 0 \quad (8)$$

인구증가율의 변화는 청년세대와 노년세대의 구성비를 바꾸는 효과를 가져온다. 그런데 인구구조의 변화는 인구증가율의 변화뿐 아니라, 기대수명의 증가, 노동참가율의 변화와 같은 구조적 변화에 의해서도 발생할 수 있다. 따라서 가계저축률에 미치는 인구구조의 변화를 명확하게 분석하려면 단순히 인구증가율이 아니라, 노동참가인구에 비하여 은퇴인구나 유년인구의 비중이 어떻게 바뀌는지를 고려할 필요가 있다(Modigliani, 1970).

이제 연금제도가 가계저축률에 미치는 효과를 고려하여 보자. 연금제도에는 여러 가지 형태가 있지만, 여기서는 노년세대의 연금지급액(B_{t+1}^O)은 젊었을 때 불입한 원금(λ_t^Y)에 이자를 합한 금액과 같다고 가정한다. 또한 노년세대라도 일을 한다면 지급액에서 일정 금액(k_{t+1}^O)을 제한한다고 가정한다.

$$B_{t+1}^O = (1+r)\lambda_t^Y - k_{t+1}^O \quad (9)$$

10 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

연금제도 도입으로 인한 젊은 세대의 추가 부담과 노후세대의 연금혜택을 고려하면, 가계저축률은 다음과 같아진다($\tau_t^Y = \tau_{t+1}^O = \tau_{t-1}^Y = \tau_t^O = 0$ 이라고 가정).

$$S_t^{P'} = \frac{\beta}{1+\beta}(\Delta y_t^Y - \Delta y_{t+1}^O) + \frac{\beta}{1+\beta}[-(2+r)\Delta\lambda_t^Y + \Delta\kappa_{t+1}^O] \quad (10)$$

식 (10)은 연금지불액이 일정하다면 가계저축률에는 변화가 없다는 것을 시사한다($\Delta\lambda_t^Y + \Delta\kappa_{t+1}^O = 0$). 즉, 연금제도의 도입으로 세대 내 소득흐름의 변화가 초래되더라도 순연금지급액에 변화가 없다면 가계저축률에는 영향을 미치지 않게 된다. 그러나 세대 간 연금지급액에 차이가 있다면 가계저축률에 영향을 미치게 된다. 우선 젊은 세대의 조세부담이 증가하면 가계저축률은 하락하게 될 것이다($\Delta\lambda_t^Y > 0$). 반면에 노후세대가 일을 하게 되면 연금에서 제하는 금액이 커지고 실제 연금혜택의 규모가 축소되는 효과가 있으므로 가계저축률은 상승하게 될 것이다($\Delta\kappa_{t+1}^O > 0$).

2. 저축률 결정요인에 대한 실증연구

경제가 성숙할수록 가계저축률이 하락한다는 사실은 국별 저축률 비교에서 확인된다. 선구적인 연구들을 보면, Modigliani(1970)는 생애주기가설에 기초하여 개인저축률의 결정요인을 비교분석하였다. 1950년대 선진국과 개도국들로 구성된 패널 자료를 분석한 결과, 개인저축률은 경제성장률과 유년인구 비율 및 은퇴인구 비율과 같은 인구의 연령구조에 달려 있다는 것을 보여주었다. Modigliani(1990)는 정부부문의 역할을 감안하여 1960~1987년 기간 중 21개 OECD 국가의 국민저축률 변화를 검토하였다. 실증분석 결과 생애주기가설이 예측한 바와 같이 경제성장률, 노동참가율, 인구구조와 함께 정부저축이 개인저축에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.³⁾

선진국의 경험에 비추어 볼 때 가계저축률에 영향을 미치는 중요한 제도적 요인 중의 하나는 연금제도이다. 연금제도가 도입되면 은퇴 후 수입이 증가하기 때문에 젊은 세대들의 저축 필요성을 감소시키는 富의 대체효과(wealth replacement effect)가 있는 반면, 연금제도가 은퇴시점을 앞당기는(induced

3) Modigliani and Cao(2004)는 높은 가계저축률로 주목을 받는 중국의 경우에도 인구증가율의 감소와 높은 경제성장률이 이러한 현상을 설명하기에 충분하다고 주장한다.

retirement) 효과도 있어 노후세대의 소득감소 및 젊은 세대의 저축증가를 가져올 수 있다. 즉, 이론적으로는 연금제도가 가계저축률에 미치는 영향이 명확하지 않다. Feldstein(1974, 1977)은 생애주기모형에 사회보장제도 요인을 도입하여 실증분석을 해본 결과, 미국의 경우 사회보장제도가 가계저축률에 부정적인 영향을 미쳤으며, 15개국의 1954~1960년간 평균치를 사용한 횡단면 분석결과에 있어서도 노년 일인당 연금수혜액이 증가할수록 개인저축률이 감소하는 것으로 나타났다. 한편, Koskella and Viren(1983)은 1960~1977년 기간 중 16개 OECD 국가들을 대상으로 한 실증분석을 토대로 사회보장제도의 재원이 세금으로 충당되는 한 가계저축률에 유의한 영향을 미치지 않는다고 주장하였다.

1990년대에 들어와 가계저축률의 하락은 미국뿐 아니라 독일, 영국, 이탈리아 등 대부분의 OECD 회원국들에게서 관측되었다. de Serres and Pelgreen(2009)은 그 이유로 공공저축률의 개선, 노령부양인구의 증가, 노동생산성의 향상, 교역조건의 악화 및 실질이자율의 하락 등을 들었다. 한편, 자산효과는 예상과 달리 중요하지 않은 것으로 결론지었다.

횡단면 분석뿐 아니라 개별 국가의 저축률 하락에 대한 시계열 분석도 활발하게 이루어지고 있는데, 중요한 분석대상 중의 하나는 미국이다. 미국의 가계저축률이 1980년대 초 대략 10% 수준에서 2000년대 초에는 2% 수준까지 하락하였다. Bosworth(2004)는 그 원인에 대한 기존 연구결과를 평가하면서 인플레이션율의 하락을 제외하면 주식 및 주택가격 상승에 따른 자산효과, 내구재 소비에 대한 조세감면 효과 등은 설명력이 크지 않다고 주장하고 있다. 또한 소비자금융조사 자료에 기초한 분석결과 이러한 가계저축률 하락이 연령별 가구의 저축률 변화로는 설명하기 힘들다고 밝히고 있다.

선진국 중 최근 급속한 가계저축률의 하락을 경험한 나라는 바로 일본이다. 일본은 장기적인 경기침체와 빠른 고령화를 경험하였다는 점에서 한국의 입장에서 보면 흥미로운 연구대상이 아닐 수 없다. 일본의 국민계정상의 가계저축률은 1970년대 중반까지 25%에 달하였다가 1970년대 말부터 서서히 하락하기 시작하였다. 그러나 일본의 저축률은 여전히 다른 선진국에 비해서는 월등히 높았기 때문에 1990년대까지만 하여도 일본의 저축률이 왜 높은지가 연구대상이 되었는데, 주로 일본 특유의 문화적 배경, 경제적 요인 및 제도적 요인들에 관심이 모아졌다.⁴⁾ 2000년대에 들어오면서 일본의 가계저축률이 급락하자, 연

4) Horioka(1990)는 일본의 저축률이 높은 이유에 대한 다양한 주장을 검토하고 있는데, 현실점에서 보면 격세지감을 느끼지 않을 수 없다. 첫째, 유교가 기독교나 불교에 비하여 큰

12 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

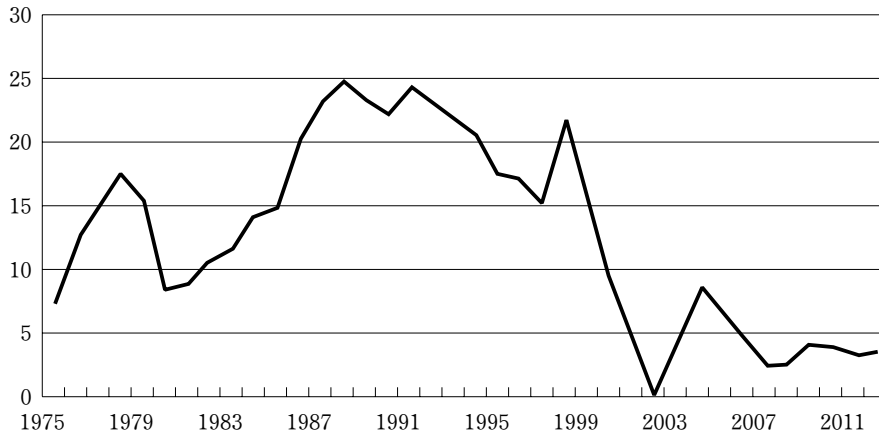
구주제도 자연스럽게 일본의 가계저축률이 왜 낮아졌는가로 바뀌었다(Braun *et al.*, 2005; Horioka, 2009; Iwaisako *et al.*, 2012; Ogawa, 2005). 또한 일본의 저축률 결정에 있어서도 문화적 특수성보다는 제도적·경제적 요인의 중요성이 강조되기에 이르렀다.

첫째, 일본이 특별히 위험 회피적이거나 미래에 대한 시간선호도가 높다는 주장은 투자 및 자산배분에 대한 미시 자료를 이용한 실증분석들에 의하여 근거가 희박한 것으로 나타났다(Okubo, 2011; Kim and Ryou, 2012). 따라서 일본의 저축률이 다른 선진국들과 차이가 나는 이유는 경제적 요인, 연금제도나 복지정책, 또는 과거 저축의 결과로 축적된 자산의 크기와 같은 여타 요인들에 의하여 설명되어야 할 것이라는 주장이 설득력을 얻고 있다.

둘째, Horioka, Suzuki, and Hatta(2007)는 일본의 인구구조가 가계저축률의 수준과 추세를 결정하는 근본 원인이라고 주장하였다. 일본의 고령화를 고려할 때 1955~1995년 기간 중 일본의 저축률이 높았던 것은 일시적인 현상이라고 할 수 있으며, 2006년 20%를 넘어선 고령인구 비중이 향후 증가할 것으로 예상되기 때문에 일본의 가계저축률 하락 추세는 지속될 것이라고 전망하였다.

셋째, 고령화가 저축률 하락이라는 장기적 추세를 설명한다고 해도 1990년대 말 저축률의 급격한 하락을 인구구조의 변화만으로 설명하는 것은 무리이다. Isaisako and Okada(2012)는 경기침체에 따른 가계소득의 감소를 단기적이면서도 직접적인 저축률 하락의 원인이라고 주장하였다. 특히, 2000년대에 들어와 비교적 나이가 많은 세대의 근로소득이 크게 감소한 것이 전체 가계저축률 하락에 있어서 큰 몫을 차지하는 것으로 조사되었다.

검절약을 강조하기 때문에 일본(동아시아)의 저축률이 높다. 문화적 차이의 또 다른 요인으로 일본인들은 질병이나 예기치 못한 사태에 대비하려는 유인이 더 크기 때문에 안전한 자산에 대한 선호도가 높다. 일본의 사회보장제도가 다른 선진국들보다 덜 정비되어 있고, 유산상속 성향이 강하다는 점도 주요 요인 중의 하나이다. 둘째, 일본이 고령화 사회에 진입한 것은 1970년으로 다른 선진국들보다 훨씬 늦다. 따라서 상대적으로 노년세대의 비중이 낮고, 노년세대라고 하여도 일하는 인구의 비중이 높다. 셋째, 일본의 자영업자의 비중은 다른 선진국들에 비하여 상당히 높는데, 자영업자의 저축비율은 일반 근로자에 비하여 높은 편이다. 전후 대학진학률이 급격히 증가하면서 이에 대비한 저축이 증가한 것도 한 가지 원인이라고 할 수 있다. 넷째, 일본은 연봉의 상당 부분을 보너스로 받는데, 보너스 지급액은 일반적인 봉급보다 저축되는 경향이 크다. 일본 노동자들의 은퇴연령이 다른 선진국들보다 낮은 것도 노후를 대비한 저축이 높을 수밖에 없는 요인이다. 한편, 소비자금융이 다른 선진국에 비하여 발달하지 못하고 금융기관의 가계대출 비중이 낮은 것 역시 저축률에 긍정적 효과를 가져왔다. 다섯째, 일본 고도성장기의 경제적 요인, 즉 높은 경제성장률, 높은 지가 및 주택가격 상승률에 따른 자산효과, 높은 추가수익률 등이 가계저축 증대에 기여하였다.



주: 가계순저축률=[개인순저축/(개인순조정처분가능소득+연기금의 가계순지분증감 조정)]
×100(%)

자료: 한국은행, 경제통계시스템(ECOS).

〈그림 1〉 한국의 가계저축률 추이

한국의 저축률도 전 세계적으로 높은 수준을 유지하다가 급격히 하락하는 양상을 보인다는 점에서 일본과 유사점을 발견할 수 있다. 한국의 가계순저축률, 즉 가계의 처분가능소득 중 감가상각비 등을 제외한 순저축의 비율은 〈그림 1〉에서 보는 바와 같이, 1975년 7.2%에서 1988년 24.7%로 크게 높아졌다가 1990년대에 들어오면서 하향세로 돌아섰다. 특히, 외환위기 이후에는 하락세가 더욱 가팔라져서 2002년에는 0.4%로 급락하였으며, 이후 반등세를 보이다가 글로벌 금융위기를 거치면서 다시 낮아져 최근에는 3% 내외 수준을 보이고 있다.

한국의 저축률에 대한 주요 선행연구를 요약하면 다음과 같다. 우선, 박종규·김진영(2000)은 국민계정에 기초한 총저축률 및 가계조사 자료에 의한 가계저축률이 1980년대 말부터 하락한 이유를 자산가치의 급상승, 주택보급률의 급증, 소비-여가선택과 관련된 선호체계의 변화, 통신비와 교육비 증가로 대변되는 소비패턴의 변화 등이 복합적으로 작용한 결과라고 설명하였다. 특히, 1980년대 중반 3저 호황으로 인한 국내 유동성 과잉이 초래한 부동산 및 금융자산 가격의 폭등이 미래에 대한 낙관을 부추겨 저축률 하락의 시발점이 되었다고 해석하였다. 이들은 또한 1990년대에 들어와 저소득층의 저축률은 하락한 반면 고소득층의 저축률이 상승하였지만, 이러한 변화가 전체 가계저축률의 하락을 설명하기에는 부족하다고 지적하였다.

둘째, 송승주(2009)는 자산가격 상승과 이에 따른 대출 여력 확대에 따른 민

14 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

간소비 증가, 국제적인 저금리 기조 정착과 풍부한 유동성, 공적연금 확대에 따른 불확실성에 대한 안전장치 마련과 함께 인구 고령화가 저축률 하락의 주요 원인이라고 주장하였다. 한편, 신원섭·이원기(2010)는 다양한 통계기술적 분석을 통해 경제성장의 고용흡수력 약화에 따른 가계소득의 증가세 둔화, 교육·통신·교통비에 따른 하방경직적 소비형태, 저금리 지속과 가계대출 증가 등이 저축률의 하락을 초래하였다고 분석하였다.

셋째, 고령화에 따른 인구구조의 변화는 최근 많은 연구에서 주목을 받고 있다. Kwack and Lee(2005)에 따르면 유년 및 노년부양 비율의 증가는 가계저축률을 감소시키는 것으로 나타났다. 이러한 주장은 가계동향조사에 근거한 Kwack(2003)의 분석결과와 상이하다. 후자는 유년 및 노년부양 비율의 변화는 가계저축률에 유의한 영향을 주지 못하였지만, 수명연장은 저축률의 상승을 가져왔다고 주장한다.⁵⁾

넷째, 한국의 저축률에 유동성 제약이 미치는 영향을 분석한 차은영(1996)은 유동성 제약으로 소비가 제약됨으로써 저축률이 상승하는 효과가 있었다고 주장하였다.⁶⁾ 외환위기 이후 기업들에 대한 대출이 제한되고 부실대출에 대한 관리가 엄격해지면서 가계대출이 크게 증가하였다. 신용카드 발행의 활성화도 가계신용의 증가에 일조하게 된다. 이러한 유동성 제약의 완화가 가계저축률에 영향을 미쳤을 가능성이 있을 것이다.

마지막으로 연금제도의 확대가 가계저축률에 미치는 영향에 대한 관심이 증대하고 있다. 유경원·서은숙(2008)은 가계 패널조사 자료를 이용하여 국민연금제도의 확대가 저소득계층을 중심으로 저축을 감소시키는 효과가 있음을 보여준다. 그러나 국민연금제도 도입 및 확대가 가계저축률에 미친 거시경제적 효과에 대해서는 아직 본격적인 연구를 찾아보기 힘들다.

앞 절에서 소개한 세대중첩모형과 선행연구 결과들을 종합하면, 한국의 가계저축률 하락은 장기적인 관점에서 볼 때 경제성장세 둔화에 따른 가계소득 증

5) Park and Rhee(2005)는 가계동향조사 자료를 이용하여 1970~1999년 기간 중 상승 추세를 보이고 있는 가계저축률의 결정요인을 분석하였는데, 높은 경제성장률에 불구하고 소비증가는 시차를 두고 따라오는 관성효과, 주택가격의 상승에 따른 주택구입 목적의 저축 증가, 그리고 부양의무가 있는 노년인구 증가, 출산율 저하 및 수명의 연장 등과 같은 인구구조적 변화로 인하여 가계저축률이 상승 추세를 보이고 있다고 주장하였다. 통계청 『가계동향조사』 자료에 따르면 외환위기 이후 가계저축률의 하락은 별로 크지 않으며 최근에도 높은 수준을 유지하고 있다는 점에서 국민계정 자료와는 차이를 보이고 있다.

6) 홍기석·김준경(1997)은 실증분석 결과 유동성 제약가설이 통계적으로 유의하게 지지되지 않는다고 주장하였다.

가을의 하락과 고령화에 따른 인구구조의 변화, 그리고 연금제도의 도입 등에 크게 기인하였을 것으로 판단된다. 그러나 1990년대 이후 가계저축률이 크게 하락한 배경에는 고용행태의 변화에 따른 가계소득 증가세 둔화, 가계대출 증가에 따른 유동성 제약의 완화, 저금리 기조의 정착 등도 상당한 영향을 미쳤을 것으로 예상된다.

Ⅲ. 실증모형의 설정

1. 모형 설정

앞의 세대중첩모형에서는 암묵적으로 경제가 동일한 소득흐름을 갖는 가계로 구성되어 있다고 가정하고 있다. 그러나 한국의 경우 외환위기를 겪으면서 가계의 소득흐름이 동일하지 않게 되었을 뿐 아니라 가계별로도 상당한 변화를 겪었을 것으로 짐작된다. 즉, 전체 소득 중 기업 유보소득 비중은 크게 늘어난 반면, 가계에 배분되는 처분가능소득 비중은 줄어들었다. 한편, 가계부문 내에서도 영세 자영업자나 비정규직 비중이 변화함에 따라 저소득층과 고소득층의 소비 및 저축행태도 상당히 달라졌을 것으로 예상된다.

금융시장 및 자산시장의 변화도 가계의 저축행태에 상당한 변화를 초래하였을 것이다. 생애주기가설 모형에서는 소득의 흐름이 주어지면 합리적인 소비자가 예산제약 하에서 소비를 결정하게 되는데, 이때 유동성 제약은 없다고 가정한다. 그러나 선진국에서도 유동성 제약에 구속되는 가계비중이 상당한 것으로 알려져 있는 만큼, 한국의 경우도 예외는 아닐 것이다. 또한 한국의 경우 가계 부채 문제가 심각하여 저축을 위축시키는 요인을 작용할 가능성이 크므로, 실증분석 모형에서는 이를 좀 더 심도 있게 고려할 필요가 있을 것이다.

[모형 I]은 가계저축률(SR)을 결정하는 장기적 요인으로 알려진 경제성장, 사회보장제도 확대 및 인구 변화를 나타내는 변수를 설명변수로 사용하였다. 이때 경제성장 관련 변수는 GDP성장률(GR)과 가계의 실질순처분가능소득 증가율(DIR)을 사용하였다. 인구구조 변수로는 노령인구 부양부담이 늘어나면 가계저축률이 하락할 가능성이 있음을 반영하기 위해 노령인구 부양비율($OLDR$)을 사용하였다. 사회보장제도 관련 변수로는 가계의 처분가능소득 대비 연기금에 대한 가계지분 증감비율($SCDIR$)을 사용하였다.

16 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

$$\begin{array}{cccc}
 (+) & (-) & (-) & (+) \\
 \text{[모형 I-1]} & SR_t = b_{10} + b_{11}GR_t + b_{12}OLDR_t + b_{13}SCDIR_t + b_{14}D98 + \varepsilon_t & (11)
 \end{array}$$

$$\begin{array}{cccc}
 (+) & (-) & (-) & (+) \\
 \text{[모형 I-2]} & SR_t = b_{110} + b_{111}DIR_t + b_{112}OLDR_t + b_{113}SCDIR_t + b_{114}D98 \\
 & + \varepsilon_t & (12)
 \end{array}$$

단, () 안은 예상부호이며 ε_t 는 오차항을 나타낸다(이하 동일).

경제성장률이나 처분가능소득 증가율이 높아지면, 제II절에서 살펴본 바와 같이 가계저축률은 상승하게 될 것이다. 노령인구 부양비율의 상승은 저축률을 하락시키는 요인으로 작용할 것이다. 한편, 사회보장 관련 연기금에 대한 가계의 순납부금이 늘어나면 처분가능소득이 줄어들 뿐 아니라 동 연기금에 대한 가계지분 증가로 장래 소득에 대한 불확실성이 줄어들어 가계저축률을 낮추는 요인으로 작용할 것으로 예상된다. 한편, 외환위기 기간(1998. 1/4~4/4)에 대해서는 가계저축률의 일시적인 급반등을 반영하기 위하여 가변수(D98)를 추가하였다.

가계저축률을 결정하는 장기적 요인 외에 1990년대 및 외환위기 이후 가계저축률 하락을 초래한 요인으로 추정되는 노동시장 관련 변수와 금융 및 자산시장 관련 변수를 추가하여 모형을 확장할 수 있다. [모형 II]는 [모형 I]의 설명 변수에다가 노동시장 관련 변수들을 추가하여 설정하였다. 노동시장 관련 변수로는 실질GDP 1단위당 고용자수를 나타내는 취업자수/실질GDP 비율(EMGDPR)과 취업자 중 자영업자가 차지하는 비율(SLFEMR)을 사용하였다. 취업자수/실질GDP 비율은 경제성장의 고용흡수력 및 가계에 대한 소득분배를 나타내는 변수로서, 동 비율이 하락하면 가계저축률이 하락할 것으로 예상된다. 한편, 자영업자 가구 소득이 근로자 가구 소득에 비해 낮은 수준(2012년 77.7%)이기 때문에 소득기반이 약한 영세 자영업자 비율이 높아지면 가계저축률이 낮아질 것으로 예상된다.

$$\begin{array}{cccc}
 (+) & (-) & (-) & (+) \\
 \text{[모형 II]} & SR_t = b_{20} + b_{21}GR_t + b_{22}OLDR_t + b_{23}SCDIR_t + b_{24}EMGDPR_t \\
 & (-) & (+) \\
 & + b_{25}SLFEMR_t + b_{26}D98 + \varepsilon_t & (13)
 \end{array}$$

마지막으로 [모형 III]은 장기적 변수와 노동시장 관련 변수 이외에 금융 및 자산시장 관련 변수들을 추가하여 설정하였다. 금융 및 자산시장 관련 변수로는 실질이자율(*RINT*), 처분가능소득 대비 가계부채증감액 비율(*HDCDIR*) 및 실질주택가격 상승률(*RHPR*)을 사용하였다. 실질이자율이 상승하면 가계저축률이 상승할 것으로 예상되며, 가계의 처분가능소득에 비해 가계부채가 더 많이 증가하면 가계저축률이 하락할 것으로 예상된다. 주택가격이 상승하면 자산 효과에 의해 가계소비가 증가하고 주택구입을 위한 차입이 늘어나 가계저축률이 하락할 것으로 예상된다.

$$\begin{aligned}
 & \quad (+) \quad (-) \quad (-) \quad (+) \\
 \text{[모형 III]} \quad & SR_t = b_{30} + b_{31}GR_t + b_{32}OLDR_t + b_{33}SCDIR_t + b_{34}EMGDPR_t \\
 & \quad (-) \quad (+) \quad (-) \quad (-) \\
 & + b_{35}SLFEMR + b_{36}RINT_t + b_{37}HDCDIR_t + b_{38}RHPR_t \\
 & \quad (+) \\
 & + b_{39}D98 + \varepsilon_t \qquad (14)
 \end{aligned}$$

2. 주요 변수들의 추이

(1) 가계저축률의 장기 결정요인 추이

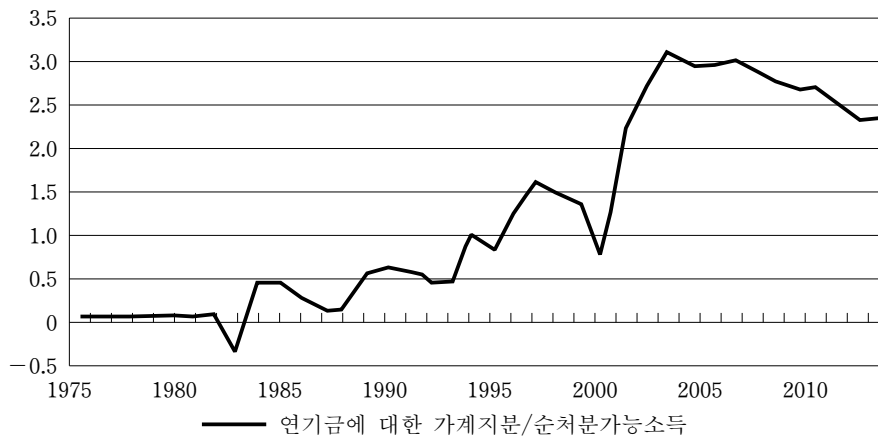
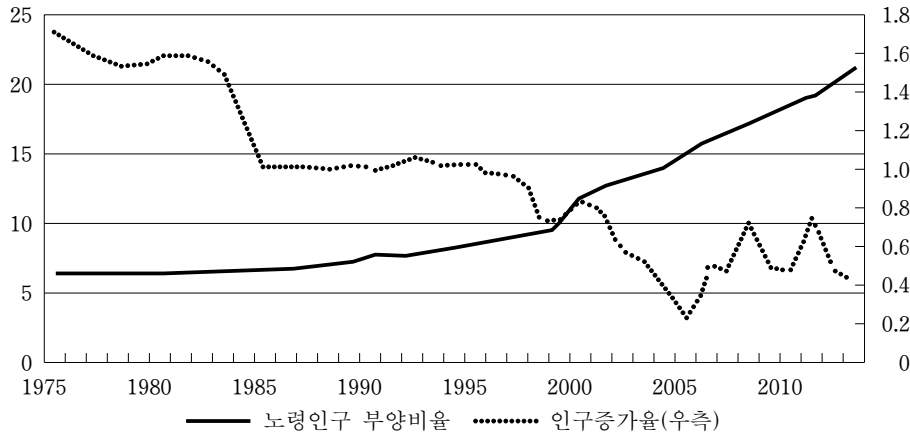
국민계정상 가계저축률은 제도부문별 분류에서 개인(가계+가계에 봉사하는 민간비영리단체)부문의 처분가능소득 중 소비되지 않고 저축되는 비율을 말한다. 가계저축률의 대표적인 지표로는 개인순저축률을 들 수 있다. 개인순저축은 개인총저축에서 감가상각비 등 개인이 보유한 고정자본의 소모에 충당되는 회계적 비용을 제외한 금액을 말한다.⁷⁾

앞서 본 바와 같이, 장기적으로 가계저축률의 하락은 경제의 성숙단계 진입에 따른 성장세 둔화, 저출산-고령화 등 인구구조의 변화, 사회보장제도의 확대 등에 기인하는 것이라 할 수 있다.

<그림 2>는 인구구조의 변화 및 사회보장제도 확대 관련 지표를 나타내고 있다. 먼저 인구증가율은 1970년 2.21%에서 1990년 0.99%로 낮아졌고, 2012년에는 0.45%로 더욱 낮아졌다. 고령화도 크게 진전되어 노령인구 부양비율 [65세 이상 인구/노동가능인구(15~64세 인구)]이 1970년대 중반 6% 수준에서 크게

7) 한국은행의 개인순저축률은 OECD 국별 비교에 사용된 가계순저축률과 동일한 개념이다.

18 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석



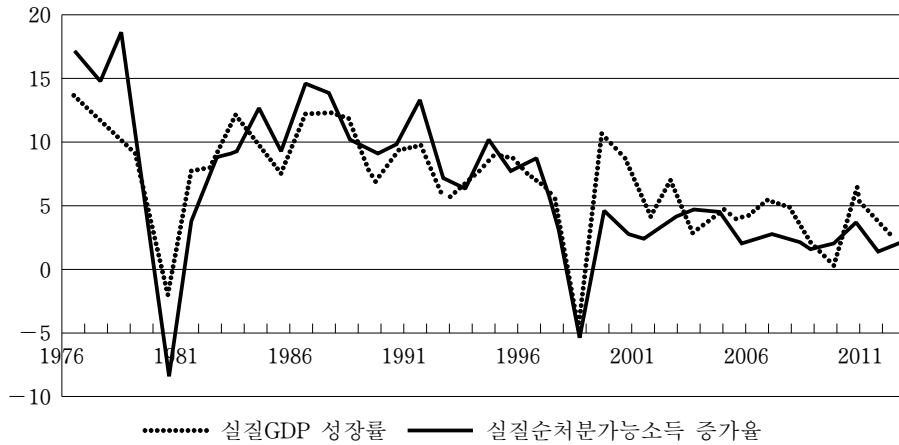
〈그림 2〉 인구구조 변화 및 연기금에 대한 가계지분 증감비율 추이

높아져 최근에는 20%를 상회하였다.

다음으로 가계처분가능소득 대비 연기금에 대한 가계지분 증감비율은 국민연금 도입된 1988년 이후 빠르게 높아졌다가, 최근 들어 베이비 붐 세대의 은퇴 등으로 다시 하락하고 있으나 여전히 큰 폭의 플러스를 지속하고 있다.⁸⁾ 즉, 국민연금과 공무원·군인·사학연금 등에 대한 가계의 순납부액이 꾸준히 늘어나 동 연금에 대한 가계지분 잔액이 지속적으로 증가하고 있음을 보여주고 있다.⁹⁾

8) 가계저축률에 대한 사회보장제도의 국제 비교에서는 국제노동기구(International Labor Organization)의 사회보장 지급액과 사회보험 가입률을 사용한다(Koskela and Viren, 1983). 하지만 한국의 경우 해당 시계열 자료가 미비하다.

9) 국민계정(2005년 기준 계열)에서 연기금에 대한 가계지분 증감액은 공무원연금, 군인연금,



〈그림 3〉 경제성장률 및 개인 처분가능소득 증가율 추이

〈그림 3〉은 실질GDP 성장률과 개인 실질순처분가능소득 증가율의 추이를 보여준다. 실질GDP 성장률은 1980년대 중반 10% 내외 수준을 기록한 이후 장기 하락 추세를 보여왔으며, 외환위기 이후에는 더욱 낮아져 2000년대 중반 이후에는 3~4% 수준으로 낮아졌다. 한편, 개인 실질순처분가능소득 증가율은 1980년대 초부터 외환위기 이전까지는 실질GDP 성장률과 비슷하다. 그러나 외환위기 이후에는 대체로 GDP 성장률보다 상당히 낮은 수준을 보이고 있다. 즉, 가계의 처분가능소득이 GDP 성장세보다 더 빠르게 둔화되었음을 보여준다.¹⁰⁾

(2) 노동시장 관련 변수 추이

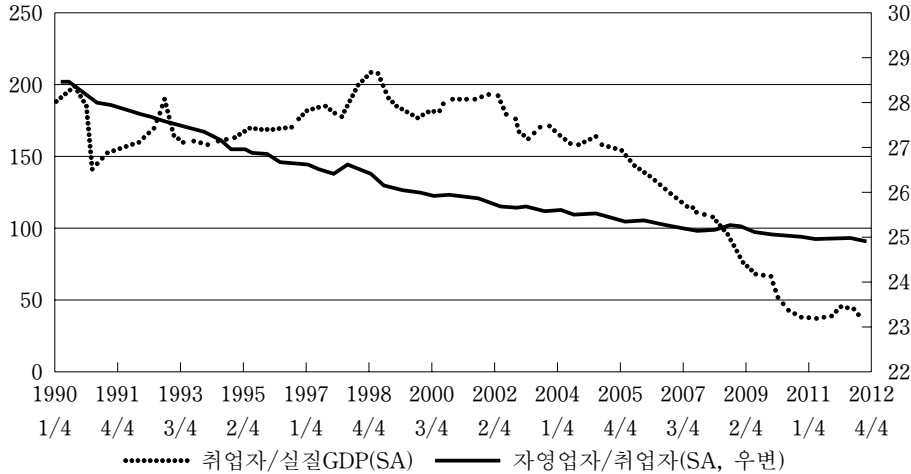
가계의 처분가능소득은 기본적으로 근로자 가계의 노동소득과 자가노동 가계의 사업소득에 의해 결정된다. 따라서 경제성장의 고용흡수력 약화로 취업자 증가세가 둔화되고, 취업자의 구성에 있어서도 소득이 낮은 영세 자영업자, 비정규직 등의 비중이 늘어나면 처분가능소득 증가율이 낮아질 수 있다.

1990년대 들어 한국 경제는 노동집약적 산업 등의 해외 직접투자 확대, 대표

사학연금 등에 대한 가계의 부담금에서 수혜금을 차감한 것으로, 국민연금에 대한 가계 지분이 제외되어 있다. 따라서 여기서는 국민계정 자료에 국민연금에 대한 가계지분(연금보험료-연금급여)을 별도로 계산하여 추가하였다. 참고로 국민계정의 2010년 기준 계열에서는 동 지분에 민간 퇴직연금만 포함되도록 시계열이 전면 개편되었다.

10) 경제성장률이 하락하더라도 전체 소득 중 가계에 배분되는 몫이 변하지 않는다면 가계의 처분가능소득 증가세는 경제성장세 둔화에 비례할 것이다. 그러나 경제성장률보다 개인 실질순처분가능소득의 증가율이 더 빠르게 하락하였기 때문에, GDP 대비 처분가능소득 비율은 2000년대 들어서 크게 낮아졌음을 시사한다.

20 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석



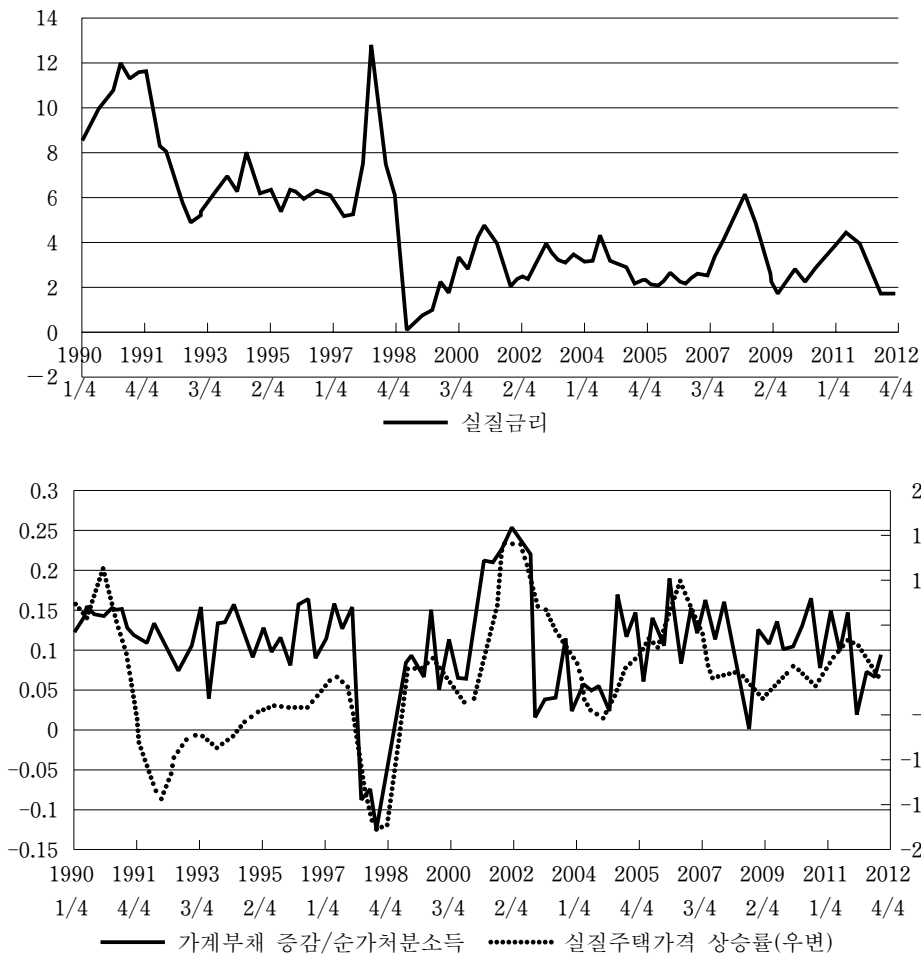
〈그림 4〉 경제성장의 고용흡수력 및 자영업자 비율 추이

적인 장치산업인 정보통신산업의 급성장 등으로 고용흡수력이 크게 낮아졌으며, 외환위기 이후에는 대대적인 기업 및 노동시장 구조조정도 가세하면서 ‘고용 없는 성장’이라 일컬어질 정도로 경제성장의 고용흡수력이 크게 약화되었다(신원섭·이원기, 2010). 〈그림 4〉에서 GDP 한 단위 생산하는 데 투입된 고용자 수의 비율을 나타내는 취업자/실질GDP 비율 추이를 보면, 1990년대 초에는 실질GDP 10억 원(2005년 기준) 생산하는 데 200명 정도 고용되었으나 이후 지속적으로 하락하여 최근에는 89명 수준으로 대폭 하락하였다.

이러한 가운데 취업자의 구성도 크게 변화한 것으로 보인다. 취업자 중 자영업자 비중은 농림어업 비중 감소 등으로 장기 하락세(1965년 36.8%→2012년 23.2%)를 보여왔으나, 외환위기 이후 2000년대 중반까지는 〈그림 4〉에서 보는 바와 같이 횡보하는 모습을 보였다. 이는 기업 구조조정 및 노동시장 유연성 제고 등의 영향으로 직장을 떠나게 된 상당수 근로자들이 자영업으로 진출한 것이 한 원인인 것으로 보인다(조운제·박창귀·강종구, 2012). 그러나 2000년대 후반 이후에는 동 비율이 다시 빠르게 하락하고 있는데, 이는 도소매업, 음식업 등에서의 대형 전문업체 및 온라인 유통 확산 등으로 경쟁력이 약화된 영세 자영업자가 빠르게 퇴출되고 있는 데 기인하는 것으로 보인다(신원섭·이원기, 2010).

(3) 금융 및 자산소득 관련 변수 추이

외환위기 이후 저금리 지속, 가계신용 확대, 주택가격 상승 등 금융 및 자산 시장에서의 변화도 가계저축률에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 국내 금리는 2000년대 들어 세계적인 저금리 기조가 지속되는 가운데 국내 물가도 안정됨에 따라 낮은 수준을 지속하였다. 저금리는 가계의 저축유인 약화 및 차입증대 요인으로 작용할 수 있다. <그림 5> 상단에서 보는 바와 같이 외환위기 이전 6~10% 수준이었던 실질금리가 2000년대 들어 0~4% 수준으로 크게 낮아졌다.¹¹⁾



<그림 5> 실질금리, 실질주택가격 및 가계부채 추이

11) 실질금리는 1990년 이후 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 이용 가능한 시장금리 자

22 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

또한 외환위기 이후 가계에 대한 유동성 제약이 대폭 완화되어 주택담보 대출, 신용카드 사용 등이 확대되면서 가계부채가 크게 늘어났으며, 주택가격이 상승하면서 가계부채가 더욱 늘어났다. <그림 5> 하단을 보면 실질 주택가격 변동률과 가계의 처분가능가능소득 대비 가계부채 증감액 비율이 유사한 움직임을 보였으며, 2000년대 들어서는 실질주택가격 상승률이 플러스를 보이면서 이러한 모습이 더욱 뚜렷하게 나타났다.

3. 자료

위에서 언급한 변수들의 정의 및 이용 자료는 <표 1>과 같다. 분석대상 기간은 1990년대 이후의 가계저축률 급락현상을 분석하는 데 필요한 표본수를 충분히 확보할 수 있도록 1990년 1/4분기부터 2012년 4/4분기까지로 정하였다. 다만 국민계정상의 가계저축률과 같이 연간 자료만 이용 가능한 경우에는 연도별 자료를 분기별 자료로 변환하여 이용하였다.¹²⁾

대부분의 선행연구에서는 국민계정 자료를 이용하여 가계저축률을 분석하고 있는데, 이 경우 1975년 이후 연도별 자료만 이용 가능하기 때문에 표본수가 작다는 문제가 있다. 한편, 가계조사 자료를 이용하여 미시적 분석을 할 경우 분기별 자료 이용이 가능하여 표본수는 충분하나 분석대상이 도시가계 등에 국한되는 문제가 있다. 본고에서는 국민계정 자료를 이용하면서도 표본수를 충분히 확충할 수 있도록 국민계정에 의한 연도별 가계저축률 자료를 가계조사 자료에 의한 분기 저축률 패턴에 따라 분기별 자료로 변환하였다. 즉, 가계저축률 및 처분가능소득의 경우 국민계정에는 분기별 자료가 없기 때문에 통계청의 『가계동향조사』 자료를 이용하여 국민계정상의 연도별 자료를 분기별 자료로 변환하였다. 분석기간 중 국민계정 가계저축률과 『가계동향조사』 흑자율 간의 상관관계수 값은 0.6으로 나타나, 후자를 참고지표로 사용함에 있어서 최소한의 기준은 갖춘 것으로 판단된다.

저빈도(low frequency) 자료를 고빈도(high frequency) 자료로 변환하는 시간분해 방법은 다양하다.¹³⁾ 본고에서는 대상지표인 국민계정 가계저축률과 참고지

료[산금채(3년), 회사채(장외 3년, AA-), 국민주택채권(5년)] 가운데 신용위험이 없는 3년물 자료인 산금채 수익률에서 소비자물가 상승률을 차감하여 구하였다.

12) 국민계정 연간 가계저축률 자료의 분기 자료로의 변환에 대해서는 부록 참조.

13) 시간분해(temporal disaggregation) 방법에 관한 자세한 논의는 강창구(2010), 김기호(2007), 이금희(2008), Chamberlin(2010) 참조.

〈표 1〉 변수의 정의 및 출처

	변수 정의 및 이용 자료	출처
SR	가계순저축/(처분가능소득 ¹⁾ +연기금의 가계순지분 증감 조정), 계절변동 조정(%)	한국은행 경제통계시스템 (ECOS) 및 국가통계포털
GR	실질GDP 성장률(%) ²⁾	ECOS
DIR	실질순처분가능소득(처분가능소득 ¹⁾ /CPI 증가율(%) ²⁾	ECOS 및 국가통계포털
SCDIR	연기금에 대한 가계순지분 증감/처분가능소득 ¹⁾ (%)	ECOS, e-나라지표
OLDR	노령인구 부양비율(65세 이상 인구/15~64세 인구) (%)	국가통계포털
EMGDPR	취업자수/실질GDP, 계절변동 조정, 10명/10억 원	ECOS, 국가통계포털
SLFEMR	자영업자수/취업자수, 계절변동 조정(%)	국가통계포털
RINT	실질금리, 산금채(3년물) 수익률-CPI 상승률 ²⁾ (%)	ECOS
HDCDIR	가계부채증감액/처분가능소득 ¹⁾	ECOS
RHPR	실질주택가격(주택가격지수/CPI) 상승률 ²⁾ (%)	국민은행, ECOS
D98	외환위기 가변수(1998년 1/4~4/4분기=1, 기타=0)	

주: 1) 개인부문(가계+가계에 봉사하는 민간비영리단체) 순조정처분가능소득.
 2) 전년 동기 대비.

표인 『가계동향조사』 흑자율 간의 배율(benchmark-indicator ratio)을 이용하는 방법을 적용하였다. 대상지표와 참고지표의 표본수가 충분하다면 계량모형에 의한 시간분해 방법을 이용하는 것이 변환결과의 신뢰성을 확보하는 데 유리할 수 있다. 그러나 본고에서는 이용 가능한 표본수가 적기 때문에 이러한 방법이 우월하다고 보기 힘들다고 판단된다.¹⁴⁾ 한편, 인구구조 및 연기금에 대한 가계 순지분 증감 자료의 경우는 연도별 자료를 선형 보간하여 분기별 자료로 변환하였다. 또한 계절성이 있다고 판단되는 변수의 경우에는 X-12 프로그램을 이용하여 계절변동요인을 조정하였다.

14) 본고에서 사용한 방법에 대한 자세한 설명 및 계량모형에 의한 결과와의 비교는 부록 참조.

IV. 실증분석

1. 단위근 및 공적분 검정

모형 추정에 앞서 모형 내 변수들을 대상으로 시계열 자료의 안정성 여부를 판단하기 위해 단위근 검정을 실시하였다. 그 결과 <표 2>에서 보는 바와 같이 대부분의 변수들이 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1~5% 유의수준에서 기각하지 못하였다. 그러나 1차 차분변수들은 대체로 안정적인 것으로 나타났다.¹⁵⁾

<표 2> 단위근 검정 결과

	수준변수				1차 차분변수			
	ADF		Phillips-Perron		ADF		Phillips-Perron	
	상수항	추세 추가	상수항	추세 추가	상수항	추세 추가	상수항	추세 추가
<i>SR</i>	-1.18(0)	-2.17(0)	-1.13(4)	-2.21(1)	-9.63(0)***	-9.59(0)***	-9.67(5)***	-9.63(5)***
<i>GR</i>	-4.98(1)***	-5.60(1)***	-3.40(1)**	-3.74(1)**	-7.53(3)***	-7.49(3)***	-6.24(3)***	-6.21(3)***
<i>DIR</i>	-3.79(0)***	-5.26(3)***	-3.74(4)***	-4.47(4)***	-6.89(4)***	-6.85(4)***	-12.1(3)***	-12.0(3)***
<i>SCDIR</i>	-1.85(5)	-1.74(5)	-1.40(5)	-1.05(5)	-2.73(4)* [-7.81(3)***]	-2.95(4) [-7.78(3)***]	-3.89(3)***	-3.96(3)**
<i>OLDR</i>	1.12(5)	-2.72(5)	2.43(6)	-2.30(5)	-2.14(4) [-7.64(3)***]	-2.70(4) [-7.59(3)***]	-3.22(3)** [-7.64(3)***]	-3.95(3)** [-9.49(0)***]
<i>EMGDPR</i>	-4.29(0)***	-1.50(0)	-10.7(18)***	-1.68(16)	-8.41(0)***	-10.3(0)***	-8.41(0)***	-10.8(8)***
<i>SLFEMR</i>	0.66(0)	-0.70(0)	0.62(1)	-0.73(1)	-8.87(0)***	-9.02(0)***	-8.87(1)***	-9.02(1)***
<i>RINT</i>	-2.67(4)*	-3.70(1)**	-2.50(3)	-3.47(3)**	-7.28(3)***	-7.33(3)***	-8.41(2)***	-8.38(1)***
<i>HDCDIR</i>	-4.45(2)***	-4.41(2)***	-5.10(2)***	-5.08(2)***	-14.0(0)***	-14.0(0)***	-17.2(10)***	-17.1(10)***
<i>RHPR</i>	-3.00(5)**	-3.66(5)**	-2.98(3)**	-3.20(3)*	-4.14(4)***	-4.08(4)***	-5.29(2)***	-5.26(2)***

주: 1) 위 수치는 조정 t 값을 나타내며 () 안은 시차임. ADF 검정은 SIC 최적시차 기준, PP검정은 Newey-West 방식이 제시하는 최적시차를 선정하였음.

2) () 안은 t 값. ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 표시함.

3) *SCDIR* 및 *OLDR* 변수의 1차 차분 ADF 검정에서 [] 안은 2차 차분 검정결과를 나타냄.

15) 연기금에 대한 가계저분 증감/처분가능소득(*SCDIR*) 변수와 노령인구 부양비율(*OLDR*) 변수는 ADF 검정에서는 불안정한 시계열로 나타났으나 Phillips-Perron 검정에서는 안정적 시계열로 나타났다.

〈표 3〉 잔차항에 대한 단위근 검정 결과

	ADF			Phillips-Perron		
	기본	상수항	추세 추가	기본	상수항	추세 추가
[모형 I-1]	-3.37***	-3.35**	-3.34*	-3.28***	-3.26**	-3.25*
[모형 I-2]	-3.40***	-3.38**	-3.35*	-3.30***	-3.28**	-3.24*
[모형 II]	-4.04***	-4.01***	-3.99**	-3.96***	-3.94***	-3.91**
[모형 III]	-5.27***	-5.24***	-5.21***	-5.19***	-5.16***	-5.13***

주: 1) 위 수치는 조정 t 값 표시.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

불안정한 시계열을 그대로 이용하여 실증분석하는 경우 가성회귀(spurious regression) 문제가 발생할 수 있다. 이를 해결하기 위해서는 불안정한 시계열을 차분하여 안정화시킨 후 회귀분석을 하기도 하나 이 경우에는 변수들 간의 장기 관계에 대한 정보를 잃게 되는 약점이 있다. 따라서 본 연구에서는 회귀분석을 통해 장기 균형식을 추정한 후 공적분 검정을 하였다. 장기 균형식의 잔차항에 대해 단위근 검정을 해본 결과, 〈표 3〉에서 보는 바와 같이 [모형 I-1] 및 [모형 I-2], [모형 II], [모형 III] 모두 가계저축률과 그 설명변수 간에는 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다.¹⁶⁾ 따라서 가성회귀의 문제는 없는 것으로 판단된다.

가계저축률과 설명변수 간에 공적분 관계가 있는 것으로 확인되었으므로, Engle and Granger(1987)의 오차수정모형에 따라, 장기 균형식인 [모형 I-1], [모형 I-2], [모형 II] 및 [모형 III]의 추정결과에서 도출된 오차수정항을 포함하는 단기 동태식을 각 모형별로 다음과 같이 설정하였다. 이때 Δ 는 각 변수의 1차 차분 변수, 그리고 EC_{t-1} 은 오차수정항의 전기 변수를 각각 나타낸다.

$$\begin{aligned}
 \text{[모형 I-1]} \quad \Delta SR_t = & c_{10} + c_{11}\Delta GR_t + c_{12}\Delta OLR_t + c_{13}\Delta SC DIR_t + c_{14}D98 \\
 & + c_{15}EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)
 \end{aligned}$$

$$\text{[모형 I-2]} \quad \Delta SR_t = c_{110} + c_{111}\Delta DIR_t + c_{112}\Delta OLR_t + c_{113}\Delta SC DIR_t + c_{114}D98$$

16) Flores and Szafarz(1996)와 Burke and Hunter(2005)는 안정적 시계열 $I(0)$ 과 불안정적 시계열 $I(1)$ 이 혼재된 경우에도 공적분 관계가 안정적이라면 광의의 공적분 관계가 성립한다고 주장하였다. 광의의 공적분 개념은 서로 다른 적분 차수를 갖고 있는 변수들 간에 장기 안정적인 관계가 성립하는 것을 의미하므로 오차수정모형 등에 의한 장단기 추정식을 도출할 수 있게 된다.

26 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

$$+ c_{115}EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

[모형 II] $\Delta SR_t = c_{20} + c_{21}\Delta GR_t + c_{22}\Delta OLDR_t + c_{23}\Delta SCDIR_t$
 $+ c_{24}\Delta EMGDPR_t + c_{25}\Delta SLFEMR_t + c_{26}D98 + c_{27}EC_{t-1}$
 $+ \varepsilon_t \quad (17)$

[모형 III] $\Delta SR_t = c_{30} + c_{31}\Delta GR_t + c_{32}\Delta OLDR_t + c_{33}\Delta SCDIR_t$
 $+ c_{34}\Delta EMGDPR_t + c_{35}\Delta SLFEMR_t + c_{36}\Delta RINT_t$
 $+ c_{37}\Delta HD CDIR_t + c_{38}\Delta RHPR_t + c_{39}D98 + c_{310}EC_{t-1}$
 $+ \varepsilon_t \quad (18)$

2. 추정결과

(1) 기본 모형

가계저축률 기본 모형의 추정결과를 <표 4>에서 보면, 모형의 설명력이 높은 가운데 대체로 각 설명변수 추정계수들의 부호가 예상과 일치하고 통계적 유의성도 양호한 것으로 나타났다. 또한 단기 동태식의 추정결과도 각 설명변수 추정계수의 부호가 장기 균형식과 일치하고 대부분의 변수들이 통계적으로 유의하게 나타났으며, 전기 오차수정항(EC_{t-1})의 계수 추정치도 음(-)의 값을 나타내어 장기 균형 관계와의 정합성을 어느 정도 뒷받침하고 있다.

장기 균형식을 중심으로 추정결과를 보다 구체적으로 살펴보면,¹⁷⁾ 먼저 노령인구 부양비율($OLDR$)과 연기금에 대한 가계지분 비율($SCDIR$)의 추정계수는 모두 부호가 예상과 일치하고 통계적 유의성도 대체로 높게 나타났다.

노령인구 부양비율($OLDR$)의 추정계수는 유의한 음의 값을 나타내어 한국 사회의 고령화가 빠른 속도로 진행되면서 가계저축률도 크게 하락하고 있는 것으로 해석된다.¹⁸⁾ 연기금에 대한 가계지분 비율($SCDIR$)의 추정계수도 음의 값을 보였으며 유의성도 높은 것으로 나타났다. 국민연금을 비롯한 연금제도 확대가 가계의 연금납부액 증대에 따른 처분가능소득 축소, 연금에 대한 지분증

17) <표 4> 및 <표 5>의 [모형 I], [모형 II] 및 [모형 III]에서 추정된 장기 균형식의 추정계수는 일치추정량이기는 하지만, 공적분 벡터의 비정규성으로 인해 효율적인 추정량이 아닐 가능성이 있다. 이를 보완하기 위해 Engle and Yoo(1991)가 제안한 3단계 오차수정모형에 따라, 1단계에서 추정된 장기 균형식의 추정계수 및 표준오차를 3단계에서 수정하는 방법도 검토하였다. 3단계에 의해 수정한 장기 균형식 추정계수는 유의성이 다소 낮아지기는 하였지만 전반적인 추정결과에는 큰 차이가 없었다.

18) 유년인구 부양비율을 각 모형의 설명변수로 추가해 보았으나 모형에 따라 부호가 상이하고 대체로 유의성도 낮은 것으로 나타났다.

〈표 4〉 기본 모형의 추정결과

	[모형 I-1]		[모형 I-2]	
	장기 균형식	단기 동태식	장기 균형식	단기 동태식
<i>Constant</i>	32.9*** (24.8)	0.31 (1.07)	27.9*** (22.9)	0.13 (0.35)
<i>GR</i>	-0.26*** (-2.73)	-0.37*** (-5.16)		
<i>DIR</i>			0.16** (2.11)	0.11* (1.92)
<i>OLDR</i>	-0.75*** (-7.44)	-2.74 (-1.63)	-0.62*** (-6.06)	-2.20 (-1.06)
<i>SCDIR</i>	-5.74*** (-12.8)	-7.57*** (-4.14)	-5.18*** (-10.9)	-3.60* (-1.70)
<i>D98</i>	2.32 (1.39)	-0.08 (-0.10)	7.66*** (5.18)	0.97 (1.11)
<i>EC(-1)</i>		-0.28*** (-3.39)		-0.15 (-0.50)
Adj- <i>R</i> ²	0.93	0.28	0.92	0.06

주: () 안은 *t*값. ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 표시함.

대에 따른 장래 가계소득에 대한 불확실성 축소 등을 통해 저축을 줄이는 요인으로 작용하였을 가능성이 있는 것으로 해석된다.

한편, [모형 I-1] 및 [모형 I-2]를 비교해 보면, 경제성장률(*GR*) 추정계수는 예상과는 달리 유의성이 높은 음의 값을 나타낸 반면, 실질처분가능소득 증가율(*DIR*)의 추정계수는 예상대로 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 경제성장률이 동일하더라도 전체 소득 중 가계에 배분되는 소득의 비중이 줄어들어 가계의 처분가능소득이 축소되고, 이에 따라 가계저축률이 하락하였을 가능성이 있음을 시사하는 것으로 해석된다. 즉, 경제성장률, 인구구조 변화 및 사회보장제도 확대 등 장기적 요인만으로는 가계저축률 변화를 설명하는 데 한계가 있음을 시사한다. 확대모형에서는 가계의 처분가능소득 축소를 초래한 요인으로 추정되는 노동시장 및 금융·자본시장 관련 변수들을 포함한 모형들의 추정결과를 살펴보기로 한다.

(2) 확대모형

가계저축률 확대모형의 추정결과는 <표 5>에서 보는 바와 같다. 기본 모형에
서와 같이 각 설명변수 추정계수들의 부호가 예상과 일치하며 통계적 유의성도
양호한 것으로 나타났다. 또한 단기 동태식의 추정결과도 각 설명변수 추정계
수의 부호가 장기 균형식과 일치하고 대부분 변수의 추정계수가 통계적으로 유

<표 5> 확대모형의 추정결과

	[모형 II]		[모형 III]	
	장기 균형식	단기 동태식	장기 균형식	단기 동태식
<i>Constant</i>	58.3*** (4.34)	0.52 (1.59)	36.6*** (2.98)	0.31 (1.11)
<i>GR</i>	-0.13 (-1.60)	-0.21*** (-2.73)	0.17** (2.15)	0.01 (0.14)
<i>OLDR</i>	-1.16*** (-4.30)	-2.40 (-1.53)	-0.80*** (-3.39)	-1.60 (-1.20)
<i>SCDIR</i>	-2.60*** (-3.83)	-5.38*** (-3.28)	-1.02 (-1.59)	-5.36*** (-3.85)
<i>EMGDPR</i>	0.71*** (3.30)	3.09*** (2.88)	1.14*** (4.94)	1.92** (2.07)
<i>SLFEMR</i>	-1.36*** (-3.69)	-1.15** (-2.02)	-1.05*** (-2.99)	-0.97* (-1.95)
<i>RINT</i>			0.13 (1.03)	0.32*** (2.81)
<i>HDCDIR</i>			-16.7*** (-5.02)	-12.2*** (-5.62)
<i>RHPR</i>			-0.17*** (-4.39)	-0.10* (-1.88)
<i>D98</i>	5.49*** (3.58)	0.56 (0.76)	3.59** (2.57)	0.37 (0.57)
<i>EC(-1)</i>		-0.30*** (-3.56)		-0.44*** (-4.50)
Adj- <i>R</i> ²	0.95	0.37	0.97	0.56

주: () 안은 *t*값. ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 표
시함.

의하게 나타났으며, 전기 오차수정항의 계수 추정치도 모두 유의한 음의 값을 나타내어 장기 균형 관계와의 정합성을 뒷받침하고 있다.

이제 [모형 II]의 장기 균형식에서 노동시장 관련 변수를 보면, 취업자/실질 GDP 비율(*EMGDPR*)과 자영업자/취업자 비율(*SLFEMR*)의 추정계수가 모두 예상과 부합되는 부호를 보였으며 통계적 유의성도 높은 것으로 나타났다.

실질GDP 1단위당 고용을 나타내는 취업자/실질GDP 비율(*EMGDPR*)의 추정계수는 유의한 양의 값을 보여, 경제성장의 고용흡수력이 낮아지면 가계저축률도 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 1990년대 이후의 가계저축률 급락이 해외 직접투자 증대, 정보통신기술 혁신, 외환위기 직후의 대규모 기업 구조조정 및 노동시장 유연성 제고 등으로 이른바 ‘고용 없는 성장’을 지속한 데 크게 기인하였다는 것을 시사한다. 자영업자/취업자 비율(*SLFEMR*)의 추정계수는 유의한 음의 값을 나타내었다. 앞서 본 바와 같이 취업자 대비 자영업자 비율은 장기 하락 추세를 보여왔기 때문에 기본적으로 가계저축률 하락속도를 늦추는 요인으로 작용해 왔다. 그러나 외환위기 직후부터 2000년대 중반까지는 구조조정에 따른 퇴직 근로자들의 창업증가 등으로 동 비율이 횡보하는 모습을 보여 더 이상 가계저축률 하락을 제어하는 요인이 되지 못한 것으로 해석된다. 하지만 2000년대 중반 이후에는 경쟁력을 상실한 영세 자영업자가 빠르게 퇴출되면서 동 비율이 크게 하락하여 다시 가계저축률 하락을 억제하는 요인으로 작용한 것으로 보인다.¹⁹⁾

다음으로 실질금리(*RINT*), 처분가능소득 대비 가계부채 증감액 비율(*HDCD IR*), 실질주택가격 상승률(*RHPR*) 등 금융 및 자산시장 변수들을 포함하는 [모형 III]의 추정결과를 장기 균형식을 중심으로 살펴보자.

실질금리(*RINT*)는 예상대로 양의 부호를 보였으나 유의성이 낮은 것으로 나타났다. 이는 외환위기 이후의 저금리 지속이 가계차입 증대, 저축유인 약화 등 가계저축률 하락요인과 가계부채에 대한 이자부담 완화 등 상승요인으로 동시에 작용한 데 기인한 것으로 보인다. 처분가능소득 대비 가계부채 증감액 비율(*HDCDIR*)은 유의한 음의 값을 갖는 것으로 나타났다. 외환위기 이후 금융

19) 자영업자는 근로자에 비해 상대적으로 소득이 낮기 때문에 자영업자 비중이 하락하면 가계저축률을 높이는 요인으로 작용한다. 그러나 외환위기 이후 노동시장의 유연화로 근로자 중 임시직 및 일용직, 파견근로자 등이 크게 늘어난 점을 고려하여, 취업자 중 자영업자와 이들을 합한 비중을 설명변수로 한다면 취업자 구성비의 변화가 반드시 가계저축률 상승요인이 되었다고 보기 어려울 수 있다. 본고에서는 관련 통계의 부족으로 인해 이러한 점을 분석에 반영하지 못하였다.

30 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

기관들이 가계대출과 신용카드를 통해 가계신용을 대폭 늘리는 가운데 주택가격 상승, 영세 자영업자 증가 및 퇴출 등으로 부채가 급증한 것이 가계저축률 저하요인으로 작용하였음을 시사한다.²⁰⁾ 마지막으로 실질주택가격 상승률($RHPR$) 역시 유의한 음의 부호를 나타내고 있다. 이는 실질주택가격이 상승하면 가계의 원리금상환 부담 증대 및 주택 마련을 위한 차입 증대 등으로 가계저축률이 하락하는 것을 반영한다고 할 수 있다.²¹⁾ 다만 글로벌 금융위기 이후에는 처분가능소득 대비 가계부채 증감액 비율과 실질주택가격 상승률이 하락하여 가계저축률이 반등하는 요인으로 작용한 것으로 보인다.

(3) 가계저축률 변동의 요인별 기여도

이제 추정계수 값을 중심으로 가계저축률 하락에 개별 설명변수들이 얼마 만큼의 영향을 미쳤는지를 확인하여 보도록 하자. 이를 위하여 모든 설명변수가 포함된 [모형 III]의 장기 균형식을 검토대상으로 한다.

먼저 가계저축률을 결정하는 장기적 요인을 보면, 경제성장률(GR)이 1%p 높아질 경우 가계저축률은 0.17%p 높아지고, 노령인구 부양비율($OLDR$)과 처분가능소득 대비 연기금에 대한 가계지분 비율($SCDIR$)이 각각 1%p 높아지면 가계저축률은 각각 0.80%p 및 1.02%p 낮아지는 것으로 나타났다. 1990년대 초 경제성장률이 9% 수준에서 최근 3% 수준으로 하락하고 노령인구 부양비율 및 연기금에 대한 가계지분 비율이 각각 7.4% 및 0.6%에서 20.4% 및 2.4% 수준으로 높아진 점을 고려하면 1990~2012년 중 가계저축률의 총하락폭 17.8% 중 장기적 요인에 의한 하락폭은 13%p 정도가 될 것으로 추정된다.

노동시장 관련 변수를 보면, 취업자/실질GDP 비율($EMGDPR$)이 1단위 늘어나면 가계저축률은 1.14%p 높아지고 취업자 중 자영업자 비율($SLFEMR$)이 1%p 높아지면 가계저축률은 1.05%p 낮아지는 것으로 나타났다.²²⁾ 분석대상 기간 중 실질GDP 대비 취업자 비율과 자영업자 비율이 각각 20단위 및 28%

20) 외환위기 이후 금융시장에서의 큰 변화 중 하나는 종래 만성적인 기업 초과자금 수요 상태에서 부과되어 왔던 가계에 대한 유동성 제약이 대폭 완화된 것이라 할 수 있다. 가계 부채의 증가가 상당부분 가계신용의 증가라고 볼 수 있다면, 유동성 제약조건의 완화가 외환위기 이후 가계저축률의 급락에 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.

21) 주식가격의 전년 동기 대비 변화율을 추가한 경우 추정계수 값은 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났는데, 그 대신 경제성장률의 유의성이 떨어졌다. 이러한 결과는 주식은 주택과 달리 여유자산의 운용이라는 성격이 강하며, 경기에 민감하다는 것을 보여준다.

22) 취업자/실질GDP 비율 한 단위는 2005년 가격기준 실질GDP 10억 원당 10명이다. 2013년 4/4분기 실질GDP가 약 300조 원이므로 최근의 경우 동비율 1단위 증가는 취업자 300만 명 정도 증가에 해당하는 것으로 볼 수 있다.

수준에서 9단위 및 23% 정도로 하락한 점을 감안하면 노동시장 관련 변수에 의해 가계저축률이 7%p 정도 낮아진 것으로 추정된다.

금융 및 자산시장 변수들의 경우 실질금리가 1%p 높아지면 가계저축률은 0.13%p 높아지고 처분가능소득 대비 가계부채 증감액 비율(*HDCDIR*)과 실질주택가격 상승률(*RHPR*)이 각각 1단위 및 1%p 높아지면 가계저축률이 각각 16.7%p와 0.17%p 낮아지는 것으로 나타났다.²³⁾ 분석대상 기간 중 실질금리는 10% 수준에서 2% 수준으로 낮아져 가계저축률을 1%p 정도 낮추는 요인이 된 것으로 추정된다. 가계부채증감액 비율 및 실질 주택가격 상승률은 기간에 따라 등락을 보이면서 분석대상 기간 전체적으로는 가계저축률을 2%p 정도 높이는 요인이 된 것으로 추정된다. 그리고 이들 변수는 외환위기 이후 2000년대 중반까지는 가계저축률을 2~3%p 하락시키는 요인으로, 그리고 글로벌 금융위기 이후에는 다시 그 정도 반등시키는 요인으로 각각 작용한 것으로 보인다.

〈표 6〉은 [모형 III]의 추정결과를 이용하여 가계저축률(*SR*) 변동의 요인별 기여도를 분해한 결과를 보여준다. 분석대상 전 기간(1990~2012) 중 가계저축률은 17.8% 하락하였는데 경제성장의 고용흡수력(*EMGDPR*) 저하와 인구고령화(*OLDR*)가 저축률 하락에 가장 큰 기여를 한 것으로 나타났다. 연금제도(*SC*

〈표 6〉 가계저축률 변동의 요인별 기여도([모형 III] 기준)

변수	외환위기 이전 1990~1997	외환위기 이후			전 기간 1990~2012
		1998~2012	1998~2002	2002~2012	
<i>GR</i>	-1.0	-0.4	0.7	-1.1	-1.4
<i>OLDR</i>	-1.5	-9.0	-3.3	-5.7	-10.5
<i>SCDIR</i>	-0.9	-0.9	-1.7	0.7	-1.8
<i>EMGDPR</i>	-7.1	-5.5	-2.8	-2.7	-12.6
<i>SLFEMR</i>	0.3	5.0	0.1	4.9	5.3
<i>RINT</i>	-0.2	-0.7	-0.5	-0.2	-0.9
<i>HDCDIR</i>	-0.5	1.0	-1.2	2.2	0.5
<i>RHPR</i>	1.6	-0.2	-2.6	2.5	1.5
<i>SR</i>	-6.9	-11.0	-15.0	4.0	-17.8

23) 2012년 4/4분기 현재 가계의 처분가능소득은 200조 원 정도로 추정되므로 처분가능소득 대비 가계부채 증감비율이 1단위 늘어나는 것은 가계부채가 동 금액만큼 증가하는 것으로 볼 수 있다.

32 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

DIR) 확대, 경제성장세(*GR*) 둔화 및 실질금리(*RINT*) 하락도 소폭이지만 가계저축률 하락에 기여한 것으로 나타났다. 반면 자영업자 비율(*SLFEMR*)은 분석대상 기간 중 크게 하락하여 가계저축률 하락속도를 상당폭 늦추는 데 기여한 것으로 나타났다. 외환위기 이전(1990~1997)과 이후(1998~2012)로 나누어 보면, 위기 이전에는 경제성장의 고용흡수력 저하, 그리고 위기 이후에는 고령화 및 고용흡수력 저하가 가계저축률 하락에 가장 큰 기여를 한 것으로 나타났다. 외환위기 이후 기간을 가계저축률이 최저 수준을 기록하였던 시기인 2002년을 기준으로 다시 나누어 보면 외환위기 직후(1998~2002)에는 실질주택가격 상승률(*RHPR*), 처분가능소득 대비 가계부채 증감액 비율(*HDCDIR*) 등 자산시장 변수를 포함한 거의 모든 요인이 가계저축률 하락을 초래한 반면 그 이후에는 자영업자 비율의 대폭 하락, 글로벌 금융위기 이후 실질주택가격 및 가계부채 비율 하락 등이 가계저축률 반등요인으로 작용한 것으로 나타났다.

3. 추가 분석

지금까지 모형 추정에 이용된 변수들은 대부분 불안정한 시계열이지만, 가계저축률과 설명변수들 간에 공적분 관계가 있는 것으로 나타나 오차수정모형을 이용하여 실증분석을 하였다. 그러나 확정적(deterministic) 또는 확률적(stochastic) 추세를 포함하는 불안정한 시계열을 이용하여 실증분석을 할 경우 그 결과의 신뢰성에 대한 의문이 제기될 수 있다. 따라서 추정결과의 강건성을 검증하기 위하여 불안정한 시계열에서 추세를 제거하여 안정적인 시계열을 만든 후 이를 이용하여 추가적인 실증분석을 하기로 한다.

이를 위해 <표 2>의 단위근 검정결과 불안정한 시계열인 것으로 나타난 모든 변수들에 대해 Hodrick-Prescott 필터($\lambda=1,600$)를 이용하여 추세를 제거한 후 순환변동치를 구하였다. 그리고 이들 순환변동치에 대해 단위근 검정을 해본 결과 모두 안정적인 시계열인 것으로 나타났다. <표 7>은 이들 안정적인 시계열을 이용한 각 모형의 추정결과를 보여준다. 앞에서 보고한 오차수정모형에 의한 추정결과와 마찬가지로 모든 모형의 설명력이 비교적 높고 각 설명변수 추정계수들의 부호가 대부분 예상과 일치하며 통계적 유의성도 양호한 것으로 나타났다.

경제의 불확실성이 높아지면 예비적 저축동기에 의해 가계저축률이 높아질 수 있는데, 이와 관련된 변수가 포함되지 않을 경우 분석결과가 동 변수 누락

〈표 7〉 가계저축률 모형 추정결과(추세 제거)

	[모형 I-1]	[모형 I-2]	[모형 II]	[모형 III]	[모형 III']
<i>Constant</i>	0.49 (1.38)[0.78]	-0.47* (-1.74)[-0.79]	0.20 (0.57)[0.35]	0.75* (1.98)[1.72]	0.97** (2.60)[3.05]
<i>GR</i>	-0.13** (2.30)[-1.48]		-0.06 (-1.12)[-0.76]	0.09* (1.74)[1.50]	0.19*** (2.99)[3.05]
<i>DIR</i>		0.06 (1.27)[1.53]			
<i>DT-OLDR</i>	-2.71** (2.46)[-2.43]	-3.13*** (-2.72)[-2.35]	-3.40*** (-3.43)[-4.56]	-3.49*** (-4.26)[-4.61]	-2.57*** (-2.93)[-3.01]
<i>DT-SCDIR</i>	-4.13*** (-4.99)[-3.18]	-3.36*** (-4.04)[-2.08]	-4.08*** (-5.53)[-2.77]	-2.46*** (-3.43)[-2.90]	-3.09*** (-4.16)[-5.15]
<i>DT-EMGDPR</i>			4.54*** (3.71)[4.12]	3.59*** (3.57)[3.58]	3.98*** (4.03)[5.29]
<i>DT-SLFEMR</i>			-2.15*** (-4.20)[-4.79]	-1.41*** (-3.02)[-3.64]	-1.56*** (-3.42)[-4.25]
<i>DT-RINT</i>				0.22** (2.09)[1.64]	0.23** (2.20)[1.75]
<i>HDCDIR</i>				-11.6*** (-4.27)[-4.67]	-12.8*** (-4.77)[-5.26]
<i>DT-RHPR</i>				-0.13*** (-3.91)[-2.75]	-0.11*** (-3.50)[-3.47]
<i>D98</i>	4.06*** (3.73)[2.29]	5.90*** (5.88)[3.58]	3.05*** (3.03)[2.02]	0.74 (0.37)[0.23]	1.59 (1.46)[1.09]
<i>GRVOL</i>					-0.02** (-2.45)[-3.45]
Adj- <i>R</i> ²	0.55	0.55	0.64	0.77	0.78

주: 1) *DT*는 H-P 필터에 의해 추세를 제거한 순환변동치를 의미함.

2) () 안은 *t*값. ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 표시함.

3) [] 안의 *t*값은 Newey-West의 HAC(heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 방식에 의한 표준오차를 이용하여 계산된 값임(시차, kernel 및 bandwidth는 각각 EViews가 제공하는 AIC, Bartlett kernel, Newey-West automatic bandwidth를 사용).

에 따른 편의로부터 발생한 오차일 가능성도 전혀 배제할 수 없다. 이를 점검하기 위해 GDP성장률의 변동성(*GRVOL*)을 불확실성의 어렵치로 간주하여, [모형 III]에 설명변수로 추가하였다. 추정결과는 〈표 7〉의 오른쪽 마지막 열([모

34 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

형 III')에 요약되어 있는데, 불확실성 어림치의 추정계수는 예상과 달리 유의한 음(-)의 부호를 나타냈다.²⁴⁾ 그러나 다른 설명변수의 추정계수는 부호 및 유의성이 [모형 III]의 결과와 거의 동일한 것으로 나타났다. 종합하면, 본고의 실증 분석 결과는 강건하다고 판단된다.

한편, Newey-West의 HAC(heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 표준오차를 이용한 추정계수의 t 값을 보면, 경제성장률(GR) 등 일부 변수를 제외하고는 통상적인 방법에 의한 t 값과 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 따라서 추세를 제거한 각 모형 추정결과의 효율성도 높은 것으로 판단된다.²⁵⁾

V. 결론

본고는 1990년대 이후 한국의 가계저축률이 하락한 원인을 분석하였다. 선행 연구들과 달리 본고는 국민계정의 연도별 가계저축률을 가계조사 자료의 관련 변수 패턴에 따라 분기별 자료로 변환하여 표본수를 충분히 확충하는 한편, 가계저축률을 결정하는 장기적 요인, 노동시장과 금융 및 자산시장의 구조 변화 관련 요인 등을 종합적으로 고려하였다. 특히, 경제성장의 고용흡수력, 자영업자 비율, 연기금에 대한 가계 지분 등에 대한 변수들을 가계저축률 결정모형의 설명변수로 새로이 사용하였다. 1990~2012년 중 분기별 자료를 이용한 실증분석의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 가계저축률의 하락 추세는 생애주기모형이 시사하는 바와 부합된다. 즉, 가계처분가능소득의 축소와 노령인구 부양비율의 증가가 가계저축률을 하락시키는 중요한 요인으로 작용한 것으로 나타났다. 경제성장률이 하락 추세를 보이는 가운데 전체 소득 중 가계로 분배되는 소득의 비중이 하락하여 가계저축률을 더 빠르게 하락시킨 것으로 보인다.

둘째, 처분가능소득 대비 연기금에 대한 가계지분 비율이 증가할수록 가계저축률은 하락하는 것으로 나타났다. 공적연금 가입비율이 80%를 넘어서고 연금

24) GDP성장률의 변동성은 ARCH 모형에 의해 추정하였다. GDP성장률의 변동성 외에 주가지수 및 처분가능소득의 변동성, 다양한 소비자 심리지수 등도 시도해 보았으나, 추정결과는 크게 달라지지 않았다.

25) 오차항의 자기상관 및 이분산이 존재할 경우 일반최소자승법의 추정결과는 일치추정량이기는 하지만 효율적 추정량이 아니다. 이 경우 Newey-West(1987)가 제안한 HAC 방식에 의해 계산된 표준오차를 이용하면 일반최소자승법에 따른 추정결과의 유의성을 보다 정확히 평가할 수 있다.

에 대한 관심이 증가하고 있는 만큼, 연기금제도의 정비에 따른 개인별 장래 수혜액의 증가는 노년세대의 기대소득을 증가시키고, 이는 다시 젊은 세대의 저축률을 하락시키는 효과를 가져올 가능성이 높다는 것을 시사한다.

셋째, 1990년대 이후 가계저축률이 큰 폭으로 하락한 데에는 고용흡수력 저하와 같은 노동시장의 변화가 중요한 역할을 한 것으로 판단된다. 이는 해외 직접투자 증대, 정보통신기술 혁신, 외환위기 직후의 대규모 기업 구조조정 및 노동시장 유연성 제고 등으로 이른바 ‘고용 없는 성장’을 지속한 데 기인한 것으로 상당부분 구조적 성격을 지닌다고 판단된다. 이러한 노동시장의 구조적 변화로 인해 가계의 가장 핵심적인 소득기반이 급속히 약화되면서 가계의 처분 가능소득 및 저축이 크게 위축된 것으로 보인다.

넷째, 외환위기 이후 가계의 유동성 제약 완화 및 가계부채 증가, 주택가격 급등락 등도 가계저축률에 영향을 준 것으로 나타났다. 외환위기 이후 금융기관들의 가계대출 및 신용카드 발급 활성화로 가계부채가 증가하면서 저축이 감소하였을 것으로 추정된다. 주택가격의 상승 역시 원리금상환 부담 및 주택마련을 위한 차입 증대로 가계저축률을 하락시키는 요인으로 작용하였을 것이다. 이러한 금융·자산시장 요인은 글로벌 금융위기 이후에는 이전과 상당히 다른 모습을 보이면서 가계저축률이 다소 반등하는 데 기여한 것으로 보인다.

요약하면 가계저축률의 하락은 경제성장률의 저하, 고령화 추세와 사회보장제도 확대라는 장기적 요인과 함께 가계부문에 대한 소득분배를 축소시키는 구조적 요인, 그리고 금융·자산시장의 변동요인을 반영한다고 하겠다. 한국의 경우 저축률 하락을 성장단계에 따른 자연스러운 현상으로 보기에는 1990년대 이후 나타나고 있는 가계저축률의 하락세가 너무 빠르다고 할 수 있다. 이러한 점에서 노동시장의 구조 변화로 인해 가계의 소득기반이 대폭 약화되었다는 점에, 특히 주목할 필요가 있을 것이다. 가계부채 증가 등 금융 및 자산시장에서의 가계저축률 하락요인도 상당부분 가계의 소득기반 약화에 기인하는 것으로 볼 수 있다.

마지막으로 본 연구의 한계를 지적해 두고자 한다. 우선 노동시장의 구조적 변화가 가계저축률에 의미 있는 영향을 미친 것으로 나타난 만큼, 자영업자 외에 임시직, 일용직 및 파견근로자의 증감 등 노동시장의 미시적 변화가 가계의 소득 및 소비행태에 미친 영향에 대해서도 추가적인 분석이 필요할 것이다. 한편, 경제의 불확실성이 높아지면 예비적 저축동기에 의해 가계저축률이 변화할 수 있다. 본고에서는 이를 명시적으로 고려하고자 시도하였으나 의미 있는 결

36 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

과를 얻지 못하였다. 소비 및 저축행태와 관련하여 가계가 인식하는 불확실성을 무엇으로 볼 것인지, 그리고 가계그룹별로 그 불확실성에 대한 반응이 어떻게 다를 것인지 등에 대해 별도의 연구가 필요할 것이다. 이들 문제는 추후 연구과제로 남겨둔다.

부록: 국민계정 연간 가계저축률 자료의 분기 자료로의 변환

국민계정의 가계저축률(개인순저축률)은 연간 자료만 이용 가능하기 때문에 이를 이용하여 1990~2012년 기간 중 가계저축률 하락 원인을 분석할 경우 표본수가 23개에 불과하다. 따라서 신뢰할 만한 실증분석 결과를 얻기 위해서는 연간 자료를 분기별이나 월별 자료로 변환 또는 보간하여 표본수를 충분히 확충할 필요가 있다.

국민계정상의 연간 가계저축률 자료를 분기로 변환하는 대표적인 방법으로는 가계의 소득 및 지출에 관한 표본조사 자료인 통계청의 『가계동향조사』 자료를 이용하는 방법이 있다.²⁶⁾ 한국의 경우 현실적으로 다른 참고지표가 미비하기 때문에 『가계동향조사』 흑자율에 의존할 수밖에 없다. 이 경우 거시 자료인 개인순저축률과 미시 자료인 『가계동향조사』의 흑자율이 일치하는가에 대해 논란이 있을 수 있다.

〈부표 1〉에서 보는 바와 같이 두 자료는 모집단의 포괄범위, 각 구성항목의 분류 및 개념 정의, 추정방법 등의 면에서 차이가 있기 때문이다. 『가계동향조사』와 국민계정의 자료를 일치시키기 위해서는 이러한 차이들을 조정하는 작업이 필요하다. 최근 OECD는 한국을 비롯한 주요 회원국의 협력을 받아 특정 연도(한국: 2009년)를 대상으로 두 자료의 차이를 조정하는 방대한 작업을 진행한 바 있다.²⁷⁾ OECD가 사용한 주된 방법은 국민계정과 가계조사 자료의 포괄범위 및 구성항목 차이를 먼저 조정한 후 국민계정의 각 항목의 금액을 가계조사 자료의 해당 항목을 이용하여 배분하는 것이다.

본 연구는 분기별 저축률을 추정함에 있어, 기본적으로 OECD 방법을 따르되 다음과 같은 점도 함께 고려하여 매년의 국민계정 연간 가계저축률을 『가계동향조사』의 동일 연도 내 분기별 흑자율 패턴에 따라 배분하였다. 먼저 포괄범위의 경우 ‘가계에 봉사하는 민간비영리단체’에 관한 분기별 자료가 미비한 데다 『가계동향조사』 모집단이 국민계정 모집단의 90% 이상에 달하고 있다는 점

26) 통계청의 『가계동향조사』 자료(신계열)는, 전국 가계대상 자료의 경우 2003년 1/4분기 이후, 도시가계 대상 자료는 1990년 1/4분기 이후 자료가 이용 가능하다(구계열의 경우 전국 가계대상은 2003년 1/4~2008년 4/4, 도시가계 대상은 1963년 1/4~2008년 4/4분기 이용 가능하다. 다만 2002년 이전 구계열의 경우 가계소득은 근로자 가계만 구비).

27) OECD 조정작업의 주 목적은 국민계정 자료를 가계조사 자료 등과 일치시켜 가계 그룹별 소득분배를 측정하는 데 있다(Fesseau and Mattonetti, 2013).

38 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석

〈부표 1〉 국민계정과 『가계동향조사』의 주요 차이

구분	주요 차이	비고
모집단	<ul style="list-style-type: none"> · 국민계정: 전체 가계, 가계에 봉사하는 민간비영리 단체 · 『가계동향조사』: 도시가계 	<ul style="list-style-type: none"> · 『가계동향조사』에는 농어가, 가계에 봉사하는 민간비영리단체 등이 누락되어 있음 · 국민계정 대비 『가계동향조사』의 모집단이 5~10% 정도 작음
구성항목(국민계정에는 있으나 『가계동향조사』에는 없는 주요 항목)	<ul style="list-style-type: none"> · 국민계정의 소득 및 지출에 모두 포함 -현물소득 및 자가소비를 위한 생산 -사회적 현물이전 -자가주택 귀속(imputed) 임료 -고용주 부담 사회부담금 	<ul style="list-style-type: none"> · 국민계정에는 이들 항목이 소득 및 지출에 모두 포함되는 반면 『가계동향조사』에는 소득 및 지출에 모두 불포함되어 양 자료의 저축에는 차이가 없음
	<ul style="list-style-type: none"> · 연기금에 대한 가계지분 순증 	<ul style="list-style-type: none"> · 국민계정을 이용한 순저축률 계산시 순저축과 소득에 모두 포함되어 순저축률에는 거의 영향이 없음
	<ul style="list-style-type: none"> · 국민계정의 지출(소비)에만 포함 -개인부문에 배분된 귀속 금융중개 서비스 	<ul style="list-style-type: none"> · 국민계정 대비 『가계동향조사』의 저축이 동 금액만큼 크게 계상됨
추정방법	<ul style="list-style-type: none"> · 국민계정: 거래항목 중 가계부문에 관한 자료가 미비한 경우 해당 거래 항목의 국민경제 전체의 총량에서 여타 부문(법인, 정부 등) 거래액을 차감한 잔여를 가계부문에 계상함 · 『가계동향조사』: 표본조사 	<ul style="list-style-type: none"> · 국민계정: 가계부문 잔여 계상항목의 경우 국민경제 총량 및 여타 부문 추정상의 통계상 불일치가 가계부문에 집중될 가능성이 있음 · 『가계동향조사』: 표본오차 및 비표본오차(무응답 등)에 노출될 가능성이 있음

주: Fesseau and Mattonetti(2013) 및 한국은행(2010)을 참고하여 작성함.

을 감안할 때, 『가계동향조사』가 국민계정의 연간 자료를 분기별 자료로 배분하는 기초 자료로서의 대표성을 충분히 지니고 있다고 볼 수 있다. 다음으로 양 자료의 구성항목을 보면, 개별 소득 및 소비항목의 경우 분류 및 개념 정의 면에서는 여러 차이가 있지만 대부분의 항목이 소득과 소비에 동시에 계상됨으로써 ‘개인부문에 배분된 귀속금융중개 서비스’²⁸⁾를 제외하고는 국민계정의 개인순저축률과 『가계동향조사』의 흑자율 간에는 개념적으로 별 차이가 없다. 한

28) ‘개인부문에 배분된 귀속금융중개 서비스’는 미공표 자료이다.

편, 두 자료의 연간 저축률(흑자율) 추이를 비교해 보면, 양자가 체계적인 차이를 나타낸다고 보기는 어려운 것으로 생각된다.²⁹⁾ 그러나 동일 연도 내에서 양 자료의 분기별 저축률도 연간의 경우와 같은 차이를 보일 것인지의 여부에 대해서는 현실적으로 검증할 방법이 없다. 그리고 두 자료의 포괄범위 및 개념상의 유사성만을 고려한다면 단기간에는 양자 간의 패턴에 큰 차이가 없을 것이라고 보는 것이 합리적일 것이다.

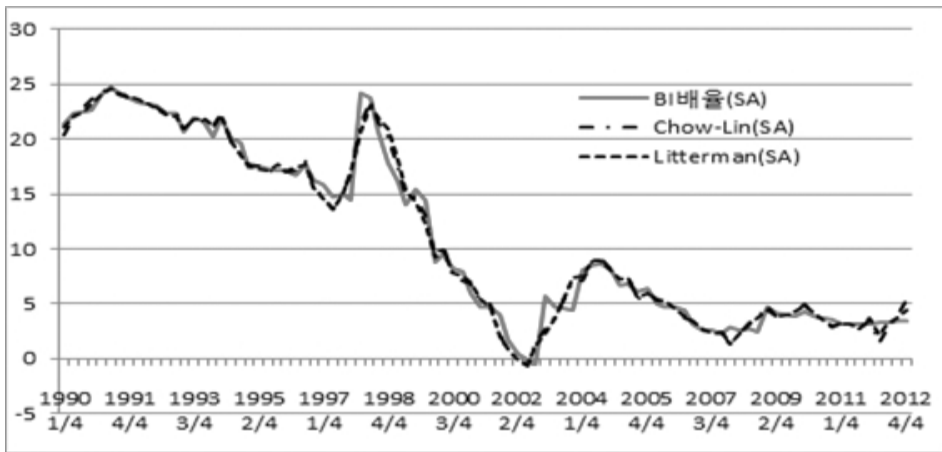
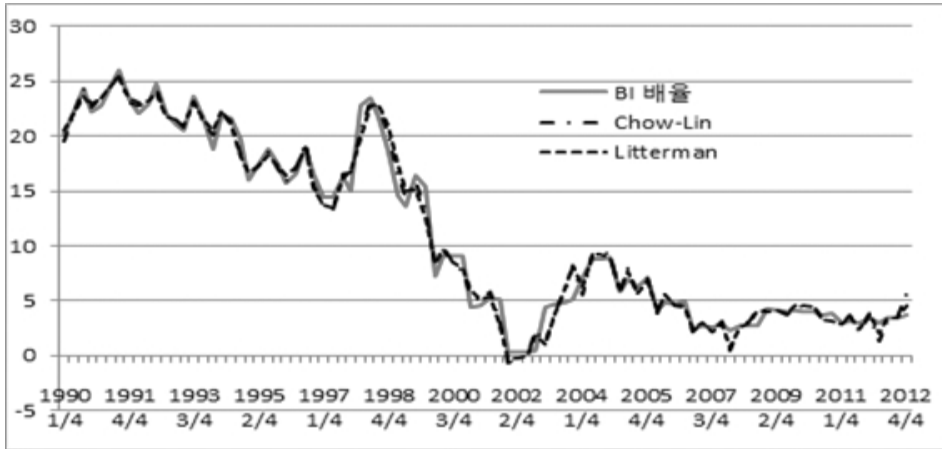
본고에서는 저빈도(low frequency) 자료를 고빈도(high frequency) 자료로 변환하기 위하여 대상지표인 국민계정 가계저축률과 참고지표인 『가계동향조사』 흑자율 간의 배율(benchmark-indicator ratio, 이하 BI 배율)을 이용하였다. 참고지표가 충분히 구비되어 있다면 계량모형에 의한 시간분해 방법을 이용하는 것이 변환결과의 신뢰성 확보를 위해 바람직할 수 있다. 그러나 본고의 분석대상인 가계저축률의 경우 이용 가능한 표본수가 23개에 불과하여 계량모형에 의한 시간분해 결과의 신뢰성이 반드시 더 높다고 보기 어렵다. <부도 1>은 본고에서 적용한 BI 배율과 Chow-Lin 모형 및 Litterman 모형을 이용한 결과를 비교하여 보여주고 있다. 그림의 상단과 하단은 각각 원 계열과 계절변동조정 계열의 결과를 나타내고 있는데, 둘 다 세 가지 방법에 의한 결과에 거의 차이가 없음을 보여준다.

요약하면, 연간 자료를 분기 자료로 변환하는 경우 분기 자료의 정확도 문제가 따르기 마련이다. 국민계정 가계저축률의 분기 자료로의 변환의 경우, 다른 참고지표가 없어 『가계동향조사』 흑자율에 의존할 수밖에 없는 점, 국민계정 대비 『가계동향조사』의 모집단의 대표성이 충분한 점, 양 자료의 저축률 개념이 대동소이한 점, 변환대상 및 참고지표의 표본수가 작아 계량모형에 의한 시간분해 결과의 신뢰성이 더 높다고 단정하기 어려운 점 등을 종합적으로 고려하여야 한다. 따라서 『가계동향조사』의 흑자율을 이용하여 국민계정 연간 개인 순저축률을 분기로 배분하는 것이 현실적으로 가장 명확한 방법이라고 판단된다.³⁰⁾

29) 차이가 발행하는 원인은 정확히 규명되지 않고 있으나, <부표 1>에 제시된 여러 요인들이 복합적으로 작용한 것으로 유추 해석할 수 있다.

30) 『가계동향조사』의 흑자율 대신 국민계정에서 분기별 자료를 구할 수 있는 국민총소득(GNI)과 소비지출을 이용하여 분기별 가계저축을 역산하는 방법도 고려할 수 있다. 그러나 소비 및 본원소득만을 기준으로 저축률을 배분할 경우 2차 소득분배(직접세, 사회보장부담금 및 수혜금, 기타 경상이전 등) 규모가 본원소득에 육박하는 현실에 비추어 볼 때 정확도가 크게 낮다고 판단된다.

40 한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석



<부도 1> BI 배율 및 계량모형에 의한 가계저축률 분기변환 결과 비교

참 고 문 헌

- 강창구, “상태공간모형을 이용한 월별 GDP 추정,” 『계간 국민계정』 42(3), 한국은행, 2010, 49~79.
- 김기호, “비관측인자 오차수정모형을 이용한 월별 GDP 추정,” 『경제분석』 13(3), 한국은행, 2007, 70~110.
- 박종규·김진영, “우리나라의 저축률 하락: 거시적 구조변화와 미시적 요인,” 『재정연구』 7(1), 조세연구원, 2000, 93~140.
- 송승주, “개인저축률과 거시경제변수간 관계분석,” 『금융경제연구』 377, 한국은행 금융경제연구원, 2009.
- 신원섭·이원기, “가계저축률 하락과 정책과제,” 『BOK 경제브리프』, 한국은행, 2010.
- 유경원·서은숙, “우리나라 가계저축률 격차의 발생원인 분석,” 『한국경제연구』 22(3), 2008, 103~135.
- 이궁희, “벤치마킹 방법을 이용한 월별 GDP 추정,” 『통계연구』 13(1), 2008, 25~47.
- 조운제·박창귀·강종구, “한국의 경제성장과 사회지표의 변화,” 『금융경제연구』 470, 한국은행 경제연구원, 2012.
- 차은영, “저축행동과 유동성 제약: 한국자료를 중심으로,” 『경제학연구』 44(4), 1996, 27~48.
- 한국은행, 『우리나라의 국민계정체계』, 2010.
- 홍기석·김준경, “우리나라 저축률의 결정요인,” 『KDI 정책연구』 19(4), 1977, 3~46.
- Ando, A. and F. Modigliani, “The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implication and Testing,” *American Economic Review* 53(1), 1963, 55~84.
- Bosworth, Barry, “Why Don't Americans Save?” CRR WP 2004-25, Center for Retirement Research at Boston College, 2004.
- Braun, R. A., D. Ikeda, and D. H. Joines, “The saving rate in Japan: Why It Has Fallen and Why It Will Remain Low,” *International Economic Review* 50, 2009, 291~321.
- Burke, S. P. and J. Hunter, *Modelling Non-Stationary Economic Time Series: A*

- Multivariate Approach*, Palgrave Macmillan, 2005.
- Chamberlin, G., "Temporal Disaggregation," *Economic & Labour Market Review* 11, Office for National Statistics, U.K., 2010, 1061~1021.
- De Serres, A. and F. Pelgrin, "The Decline in Private Saving Rates in the 1990s in OECD Countries: How Much Can be Explained by Non-Wealth Determinants?" *OECD Economic Studies* 36, 2003, 117~153.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55, 1987, 251~276.
- Engle, R. F. and B. S. Yoo, "Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results" in R. F. Engle and C. W. J. Granger, eds., *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, 1991.
- Feldstein, M., "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy* 82, 1974, 905~926.
- _____, "Social Security and Private Savings: International Evidence in an Extended Life Cycle Model," M. Feldstein and R. Inman, eds., *The Economics of Public Services*, MacMillan, 1977, 174~205.
- Fesseau, Maryse, and M. K. Mattonetti, "Distributional Measures Across Households Groups in a National Accounts Framework—Results from an Experimental Cross-Country Exercise on Household Income, Consumption and Saving," OECD and Eurostat, Working Paper 53, 2013.
- Flores, R. G. and A. Szafarz, "An Enlarged Definition of Cointegration," *Economic Letters* 50, 1996, 193~195.
- Horioka, C. Y., "Why is Japan's Household Saving Rate so High? A Literature Survey," *Journal of the Japanese and International Economies* 4(1), 1990, 49~92.
- _____, "The (dis)Saving Behavior of the Aged in Japan," NBER Working Paper, No. 15601, 2009.
- Horioka, C. Y., Wataru Suzuki, and Tatsuo Hatta, "Aging, Saving, and Public Pensions in Japan," NBER Working Paper 13273, 2007.
- Iwaisako, Tokuo and Keiko Okada, "Understanding the Decline in Japan's Saving Rate in the new Millennium," *Japan and the World Economy* 24, 2012, 163~173.
- Koskela, Erkki and Matti Viren, "Social Security and Household Saving in an

- International Cross Section,” *American Economic Review* 73(1), 1983, 212~217.
- Kim, Daehwan and Jaiwon Ryou, “Time Preference and Saving Rate: Implications for Global Imbalances,” *Journal of Money & Finance* 26(3), 2012, 1~31.
- Kwack, Sung Yeung, “Household Saving Behavior and the Effect of Income Growth: Evidence from Korean Household Survey Data,” *Seoul Journal of Economics* 16(3), 2003, 323~341.
- Kwack, Sung Yeung and Young Sun Lee, “What Determines Saving Rates in Korea? The Role of Demography,” *Journal of Asian Economies* 16, 2005, 861~873.
- Mankiw, N. G., *Macroeconomics*, 8th edition, Worth Publishers.
- Modigliani, Franco, “The Life Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Ratio,” in W. A. Eltis *et al.* eds., *Induction, Growth and Trade. Essays in Honour of Sir Roy Harrod*, Oxford, 1970.
- _____, “Recent Declines in the Saving Rates: A Life Cycle Perspective,” *Rivista di Politica Economica*, Dec. 1990, 5~42.
- Modigliani, Franco and Shi Larry Cao, “The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 42, 2004, 145~170.
- Mody, Ashoka, F. Ohnsorge, and D. Sandri, “Precautionary Savings in Great Depression,” IMF Working Paper, 12/42, 2012.
- Newey, W. and K. West, “A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica* 55(3), 1987, 703~708.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth S. Rogoff, *Foundations of International Macroeconomics*, The MIT Press, 1996.
- Ogawa, Kazuo, “Why Did Japan’s Household Savings Rate Fall in the 1990s?” Institute for Social and Economic Research, Osaka University, 2006.
- Okubo, Masakatsu, “The Intertemporal Elasticity of Substitution: An Analysis Based on Japanese Data,” *Economica* 78(310), 2011, 367~390.
- Park, Daekeun and Changyong Rhee, “Saving, Growth, and Demographic Change in Korea,” *Journal of Japanese and International Economies* 19, 2005, 394~413.
- Sax, C. and P. Steiner, “Temporal Disaggregation of Time Series,” *The R Journal* 5 (2), 2013, 80~87.

[Abstract]

Understanding Recent Declines in Korea's Household Saving Rate

Jai-Won Ryou* · Byeong-Ha Yoo**

Korea's household saving turned to a decreasing trend in the early 1990s, and further fell after the 1997 Asian financial crisis. We seek to explain Korea's savings trend reversal more deeply than the naive story of Korea's transformation into a mature economy, taking into account changes in labor, financial and asset markets. Differently from the previous studies, we convert annual observations of household saving rate from the National Accounts into the quarterly series using "Household income and expenditure survey" results.

Our empirical analysis on the period between 1990:I and 2012:IV shows that slowdown of economic growth, ageing in the demographic trends, and strengthening of social security are the long-term factors contributing to the decreasing trend of the saving rate. Secondly, it is significantly affected by a decline in the employment absorption rate. Thirdly, fluctuation of the household saving rate after the 1997 crisis could be explained by easing of liquidity constraint faced by households, a sharp increase in household debt, and a rise in housing price. Reversal of trends of these factors after the global financial crisis contributed to its rebound in the 2000s.

The decline in the household saving rate is a long-run trend driven by slowdown of growth, ageing, strengthening of the social security system, and shrinking of labor income share. In particular, undermining of the households' income foundation caused by "jobless growth" needs due attention in explaining why Korea's household saving rate remains low.

Keywords: household saving rate, ageing, Social security, employment absorption rate, household debt

JEL Classification: E21, J10, O40

* First Author, Professor, Department of Economics, Konkuk University, Tel: +82-2-450-3621, E-mail: govjai@konkuk.ac.kr

** Corresponding Author, Graduate School, Department of Economics, Konkuk University, Tel: +82-2-759-5377, E-mail: byeonghayoo@gmail.com